Technical Report No. 50 / Rapport technique n° 50

LE TCNA AU CANADA
Les concepts, les déterminants et les estimations

par
David E. Rose

Bank of Canada

Banque du Canada

Décembre 1988

LE TCNA AU CANADA
Les concepts, les déterminants et les estimations

par

David E. Rose

Les opinions exprimées dans la présente étude sont celles de l'auteur et de ses collaborateurs et ne traduisent pas nécessairement le point de vue de la Banque du Canada.

90-02066/

L'auteur assume l'entière responsabilité de la présente étude, dont la paternité intellectuelle est par ailleurs complexe. L'étude puise dans les recherches empiriques réalisées par Jacques Pelletier, Robert Ford, Dave Moloney, Douglas Laxton, Jean-Pierre Aubry et Serena Ng, du département des Recherches. Elle est aussi considérablement influencée par les vues et les commentaires de collègues trop nombreux pour être cités nommément. Toutefois, il y a lieu de souligner les encouragements continuels et l'aide précieuse prodigués par Paul Jenkins sur le plan de l'argumentation et de la formulation des idées. Christine Banham a apporté un soutien technique considérable, tandis que la rédactrice Maura Giuliani a grandement amélioré le texte anglais. La version française a été produite par le Service de traduction de la Banque du Canada. Nous remercions Danielle Lecavalier, qui a fait une lecture critique du texte français.

TABLE DES MATIÈRES

Résumé i

Abstract ii

1. Introduction 1

2. Le concept de taux de chômage non accélérationniste (TCNA) 3

3. Les déterminants du TCNA 7

4. La courbe de Phillips et la loi d'Okun 23

5. La courbe de Phillips du modèle RDXF 29

6. Les estimations simultanées du TCNA fondées sur la loi d'Okun 35

7. Comparaison des estimations obtenues à la Banque du Canada avec celles d'autres chercheurs 39

8. Conclusions 51

Bibliographie 53

RÉSUMÉ

Les décideurs des politiques macroéconomiques doivent répondre à une question importante, à savoir si l'économie est en mesure d'absorber les accroissements de la demande globale sans provoquer de pressions inflationnistes. De nombreux économistes ont trouvé utile d'aborder cette question en se demandant si le taux de chômage auquel fonctionne l'économie est compatible avec un taux d'inflation qui ne s'accélère ni ne ralentit, toutes choses égales par ailleurs. On emploie généralement le sigle TCNA pour désigner ce taux de chômage non accélérationniste.

La présente étude passe en revue les déterminants du TCNA, les raisons de ses variations possibles au fil du temps et les diverses méthodes qui ont servi à le mesurer. Les déterminants en question sont les suivants : les facteurs qui influencent la décision des gens de faire partie de la population active et d'occuper un emploi, tels que les effets de l'assurance-chômage; certains aspects de la composition de la main-d'oeuvre, comme l'âge et le sexe; des facteurs particuliers ayant trait à l'offre, comme le rôle des syndicats; et des facteurs structurels transitoires, comme les réactions aux variations importantes des prix relatifs. La discussion de la méthode concerne les équations de forme réduite relatives au chômage; la courbe de Phillips (appliquée aux hausses de prix et de salaire) et la loi d'Okun; et de nouveaux travaux de recherches effectués à la Banque du Canada, qui réunissent dans une méthode d'estimation simultanée la loi d'Okun, une fonction de production et la courbe de Phillips.

La présente étude comprend une synthèse des récents travaux effectués au département des Recherches sur le TCNA, et les estimations et les méthodes qu'elle expose sont comparées avec celles d'autres chercheurs. Nos estimations ponctuelles affichent de grandes variations et en général elles ne sont pas statistiquement bien déterminées. Nous montrons que les estimations ponctuelles présentés par les autres chercheurs sont entourées de la même incertitude. Aussi faut-il faire preuve de discernement en ce qui concerne les conclusions à tirer des travaux empiriques. Selon les résultats de cette étude, le TCNA pour le Canada à la fin de 1987 a été d'environ 8 %, et des facteurs sont à l'oeuvre pour le réduire à moyen terme.

ABSTRACT

An important question that faces macroeconomic policy makers is whether the economy can absorb increases in aggregate demand without generating inflationary pressures. Many economists have found it useful to approach this issue by asking whether the economy is operating at a rate of unemployment consistent with inflation neither accelerating nor decelerating, all else being equal. This rate is widely referred to as the NAIRU, an acronym from ***n***on-***a***ccelerating-***i***nflation ***r***ate of ***u***nemployment.

This paper reviews the determinants of the NAIRU, why it may change over time, and various methodologies that have been used to measure it. The discussion of determinants considers: factors that influence the incentives to be in the labour force and to work (such as the effect of unemployment insurance); aspects of the composition of the labour force (such as age and gender); particular supply factors (such as the role of unions); and temporary structural influences in the economy (such as response to major relative price changes). The discussion of methodology covers: reduced-form unemployment equations; the Phillips curve (for price as well as wage inflation) and Okun's Law; and new work at the Bank of Canada that combines Okun's Law, a production function and the Phillips curve in a simultaneously estimated system.

Recent work in the Bank of Canada Research Department concerning the NAIRU is summarized, and estimates and methodologies are compared with those of other researchers. The point estimates range widely and, in general, are not statistically well determined. We show that the same uncertainty surrounds the point estimates presented by other researchers. Therefore, an element of judgment is required in drawing any conclusions from the empirical work. The judgment reached in this paper is that the NAIRU for Canada at the end of 1987 was about 8 per cent, and that there are factors working to reduce it over the medium term.

1. INTRODUCTION

Les responsables des politiques macroéconomiques sont confrontés à l'importante question de savoir si le marché du travail et le marché des biens et services disposent d'une quantité suffisante de ressources pour faire face à une augmentation de la demande globale et à une diminution du taux de chômage sans provoquer de pressions inflationnistes. En abordant cette question, de nombreux économistes ont trouvé utile de se demander si le taux de chômage auquel fonctionne l'économie est compatible avec un taux d'inflation qui ne s'accélère ni ne ralentit, toutes choses égales par ailleurs. Ce ***t***aux de ***c***hômage ***n***on ***a***ccélérationniste est généralement désigné par le sigle TCNA.

La présente étude passe en revue les déterminants du TCNA, les causes de ses variations possibles au fil du temps et les diverses méthodes qui ont servi à le mesurer. Elle contient également une synthèse des récents travaux effectués au département des Recherches de la Banque du Canada sur le TCNA et une analyse comparative de nos estimations et méthodes et de celles d'autres chercheurs. Nous nous efforçons de déterminer les causes des divergences de vues au sujet du TCNA – divergences de méthode, de mesure et autres – qui conduisent à des estimations économétriques différentes.

Les estimations ponctuelles examinées varient beaucoup et, en général, leurs écarts types sont élevés. Comme le montre la présente étude, il en est de même des estimations ponctuelles obtenues par d'autres chercheurs. L'étude fait ressortir un point important, à savoir que les données et les méthodes macroéconomiques ne peuvent fournir de réponses précises à la question du niveau du TCNA. C'est pourquoi un certain discernement s'impose dans l'interprétation des résultats empiriques. Nous estimons, quant à nous, que le TCNA pour le Canada à la fin de 1987 était d'environ 8 % et que des facteurs sont à l'oeuvre pour le réduire à moyen terme.

2. LE CONCEPT DE TAUX DE CHÔMAGE NON ACCÉLÉRATIONNISTE (TCNA)

Le concept de taux de chômage d'équilibre a pris beaucoup d'importance dans la macroéconomie moderne à la suite de la publication des travaux de Phelps (1967) et surtout de ceux de Friedman (1968). Le taux de chômage d'équilibre ou taux de chômage "naturel" (expression employée par Phelps et Friedman) se définit comme le taux qui serait observé dans une situation d'équilibre général de type walrasien, compte tenu de la structure existante des marchés et des institutions. Aucun des deux économistes n'aborde le problème de la distinction entre les équilibres à court terme et à long terme. Ils cherchent à démontrer que le taux de chômage d'équilibre est déterminé par le jeu des forces du secteur réel de l'économie et qu'il est essentiellement indépendant du niveau de l'inflation. Ils soutiennent que la courbe de Phillips traditionnelle (qui postule un arbitrage entre le chômage et la hausse des salaires) ne tient pas compte du fait que les anticipations d'inflation s'ajustent et que la courbe de Phillips avec anticipations d'inflation est verticale lorsque le chômage est à son taux "naturel", sauf si l'accélération (ou la décélération) de l'inflation trompe les attentes des agents économiques. La thèse accélérationniste, qui veut qu'on ne puisse, sans engendrer une spirale inflationniste, maintenir le taux de chômage sous son niveau "naturel" par une stimulation de la demande, est au coeur de l'argumentation de Phelps et de Friedman; selon eux, la politique monétaire doit viser la stabilité à long terme des prix plutôt que de tenter un "réglage de précision de l'économie" (*fine tune*) en réaction à des cycles réels ou, pis encore, de viser une variable réelle.

Cette thèse a déclenché un débat sur la question de l'existence dans le court terme d'un arbitrage entre l'inflation et le chômage. Même s'ils sont disposés à admettre l'importance des anticipations, de nombreux keynésiens, avec à leur tête Robert Solow (p. ex. 1969), ont soutenu qu'il existait bel et bien un arbitrage dont il était possible de tirer parti sur l'horizon d'une politique. La thèse accélérationniste l'a emporté pour diverses raisons : 1) elle n'était pas carrément contredite par les résultats empiriques; 2) des théoriciens de renom, dont Lucas (1972 et 1973) de même que Sargent et Wallace (1973 et 1975), ont montré que dans certains modèles d'anticipations rationnelles la politique monétaire n'était pas en mesure, même dans le court terme, d'influer sur le secteur réel de l'économie; et 3) l'inflation a commencé à éclipser le chômage en tant que préoccupation majeure de la politique économique. Quoi qu'il en soit, le concept de taux de chômage naturel ou taux de chômage d'équilibre constitue désormais l'un des outils d'analyse de la macroéconomie et il a largement alimenté les débats sur la politique économique.

Si à l'origine on n'insistait pas sur l'horizon temporel dans la définition de l'équilibre "naturel", des travaux plus récents ont montré qu'il peut y

avoir une différence importante entre ce qui se produit en régime permanent (*steady state*) et ce qui est possible à court terme, pendant que l'économie s'ajuste à des chocs. Par exemple, lorsqu'une modification des prix relatifs implique un ajustement structurel de l'économie, il est possible que la nécessité pour les travailleurs de se recycler ou de s'installer là où leurs compétences sont recherchées entraîne inévitablement un accroissement du chômage pendant un certain temps. Dans l'intervalle, des politiques de relance de la demande ne stimuleront que peu les secteurs en récession et risqueront de susciter des pressions inflationnistes en termes nets. Une distinction s'impose donc entre le taux de chômage consécutif à la réaffectation des ressources (le taux de chômage d'équilibre à long terme) et le taux de chômage compatible avec un taux d'inflation qui n'aurait pas changé pendant la période d'ajustement (c'est-à-dire le taux de chômage non accélérationniste ou TCNA)[1].

On a assisté ces dernières années à des débats animés sur la nature du chômage et ses conséquences pour la formulation de politiques économiques. La plupart des économistes sont d'avis que le chômage peut subir, dans le court terme, l'influence de nombreux facteurs qui n'ont à peu près pas d'effet sur le taux de chômage d'équilibre à long terme. Cependant, ils sont divisés sur l'interprétation à donner aux statistiques du point de vue de la formulation des politiques. D'un côté, les économistes qui privilégient l'hypothèse d'équilibre réel du cycle économique font valoir que la plupart des variations observées du taux de chômage sont dues soit à des erreurs de mesure, soit à l'ajustement du taux de chômage d'équilibre à des chocs [ex. : Prescott (1986) et Wright (1986)]. Si l'on poursuit ce raisonnement à l'extrême, on aboutit à la conclusion que le taux observé est le TCNA et que cette question n'est plus tellement du ressort de la politique monétaire. En revanche, les keynésiens pensent généralement que le gros du chômage est effectivement involontaire et le résultat d'un déséquilibre et que de fait la politique macroéconomique a un rôle à jouer. Poussé à l'extrême, ce raisonnement nous amène à conclure que la plupart des variations du taux de chômage observé reflètent les cycles de la demande globale et que le TCNA est relativement stable. La plupart des économistes adopteraient probablement une position intermédiaire et soutiendraient que, si de nombreux chocs obligent le TCNA et le taux de chômage observé à varier simultanément, il n'en demeure pas moins que la demande de type keynésien est un élément important du cycle du chômage.

1 Le taux de chômage d'équilibre à long terme peut être influencé par les politiques des pouvoirs publics. Par exemple, la Commission Macdonald recommandait l'adoption de plusieurs mesures de nature "structurelle" (c.-à-d. non macroéconomique) conçues expressément pour accroître l'efficacité de l'économie et abaisser le TCNA.

La présente étude vise à répondre au désir de la Banque du Canada de mieux comprendre la dynamique de l'inflation dans l'économie canadienne du point de vue de l'élaboration des politiques macroéconomiques. Nous n'y mettons pas l'accent sur les pressions à long terme; ce qui nous intéresse, ce sont les pressions à court et à moyen terme qui s'exercent sur la hausse des salaires et des prix et le taux de chômage "naturel" au sens que nous lui donnons. En raison du lien évident que ce taux présente avec l'accélération de l'inflation, nous avons choisi d'utiliser le terme TCNA dans cette étude. Il ne semble pas exister de consensus parmi les auteurs en ce qui concerne la terminologie; de nombreux chercheurs utilisent l'expression "taux de chômage naturel" lorsqu'ils traitent de questions touchant le court et le moyen terme. Aussi les estimations du TCNA dont nous faisons état dans les pages qui suivent sont-elles parfois présentées comme des estimations du "taux de chômage naturel" dans l'étude d'où elles sont tirées.

3. LES DÉTERMINANTS DU TCNA

3.1 Aperçu

Les économistes ont établi l'existence de nombreux facteurs susceptibles d'influencer le TCNA. Cette section en présente quelques-uns parmi les plus importants. L'argumentation et les résultats empiriques sont l'objet d'une analyse plus approfondie dans les sections subséquentes.

À chaque instant, un certain nombre de travailleurs sont en train de changer d'emploi. La théorie moderne relative à la recherche d'emplois a tenté de formaliser la notion traditionnelle de "chômage frictionnel" afin de déterminer les facteurs qui pourraient en influencer le niveau. La nature des programmes de soutien aux chômeurs est un des facteurs souvent cités. La tendance du chômeur à attendre une offre d'emploi plus alléchante que celles qui lui ont été faites jusque-là sera fonction du revenu qu'il sacrifie dans le court terme par rapport aux gains qu'il anticipe pour l'avenir. S'il existe des programmes pour lui venir en aide, le chômeur est susceptible d'attendre plus longtemps[2].

Au nombre des déterminants du TCNA se trouve aussi le facteur démographique. En effet, le taux de chômage d'équilibre peut varier si la répartition de la main-d'oeuvre par groupe d'âge se modifie et si la main-d'oeuvre n'est pas homogène (parce que les comportements diffèrent en matière d'activité ou que les travailleurs ne sont pas parfaitement substituables du point de vue de la production). Le même raisonnement s'applique à la répartition de la main-d'oeuvre par sexe (compte tenu de la forte tendance à la hausse qu'a affichée durant les trente dernières années le taux d'activité féminin). L'analyse peut être effectuée en termes de "niveau", les divers segments de la population active ayant des caractéristiques différentes (par exemple, le degré d'appartenance à la population active) qui engendrent des écarts permanents entre leurs taux d'équilibre, ou en termes de "variation", le TCNA global ne se modifiant que provisoirement (par exemple, pendant que les nouveaux arrivants sur le marché du travail acquièrent des compétences professionnelles).

Certains économistes soutiennent que le degré de syndicalisation est un important déterminant du taux de chômage d'équilibre. Ils affirment que, si les syndicats réussissent à relever le salaire réel et à le maintenir au-dessus du niveau d'équilibre en régime de concurrence parfaite, il est

---

2 Certains défenseurs du programme d'assurance-chômage espéraient que celui-ci accroîtrait l'efficacité de l'économie en permettant aux travailleurs de trouver un emploi plus conforme à leurs aspirations et réduirait ainsi le taux de rotation de la main-d'oeuvre et le TCNA. Cela ne semble avoir été le cas que pour une minorité de travailleurs.

possible que le nouvel équilibre se caractérise par une intensité capitalistique et un taux de chômage plus élevés. Dans ce cas, les travailleurs mis à pied sont involontairement en chômage, mais le marché ne peut les absorber au salaire rigide élevé.

Selon un autre raisonnement assez répandu, le TCNA peut augmenter provisoirement dans une économie en mutation structurelle. Au sens où on l'entend traditionnellement, le chômage "structurel" est le résultat de changements dans l'importance relative des types de production. Ceux-ci peuvent être attribuables à une innovation technologique, à une modification de la composition de la demande ou de la compétitivité d'une industrie nationale sur les marchés mondiaux, à la découverte de nouvelles ressources ou à l'épuisement de ressources existantes, et ainsi de suite. Lorsqu'il faut réaffecter les ressources à la suite d'une variation des prix relatifs, l'économie peut connaître une période de chômage structurel, pendant laquelle les travailleurs seront contraints de se recycler ou de se réinstaller là où ils peuvent exercer leur emploi habituel. D'où augmentation du TCNA pendant la période d'ajustement.

Par ailleurs, les variations des prix relatifs risquent d'être interprétées comme des variations du taux d'inflation, surtout si les prix s'ajustent lentement aux chocs. Le taux de chômage d'équilibre à long terme ne changera peut-être pas, mais en courte période, le TCNA peut se ressentir des modifications des anticipations d'inflation. De même, si des variations de la productivité sont mal interprétées, il se peut que le TCNA se ressente des erreurs commises dans la perception du salaire réel d'équilibre. Des modifications de l'impôt indirect auront une incidence analogue sur le TCNA si chaque travailleur tente de soustraire son pouvoir d'achat à leurs effets[3].

Selon une conception largement partagée, surtout en ce qui concerne le contexte européen, il n'y a pas de taux de chômage d'équilibre au sens traditionnel du terme. Il serait préférable, avance-t-on, de parler d'un cheminement aléatoire. Cette vue "hystérétique", selon laquelle le sentier du taux de chômage influence le niveau d'équilibre final de celui-ci, s'est révélée moins concluante sur le plan empirique lorsqu'elle a été appliquée au cas de l'Amérique du Nord; cette influence tient à l'un de deux facteurs, soit que les chômeurs se rouillent et deviennent moins employables, soit que le fonctionnement des institutions empêche le

3 Il existe également un argument d'ordre mathématique. Lorsque l'impôt indirect ou d'autres facteurs provoquent un changement des prix relatifs, le taux d'inflation mesuré varie en règle générale (temporairement). Si le TCNA est interprété au sens littéral, c'est-à-dire comme un taux de chômage qui ne s'accompagne d'aucune variation de l'inflation, il changera d'une période à l'autre au gré des chocs. Ce qui nous intéresse dans cette étude, ce sont les effets plus systématiques qu'induisent les erreurs d'interprétation des chocs.

marché du travail de s'ajuster (par exemple, ceux qui ont un emploi protègent leurs salaires élevés, comportement souvent relié à l'action "syndicale"). Néanmoins, les économistes ne sont pas parvenus à expliquer de manière convaincante pourquoi le taux de chômage au Canada est demeuré plus élevé ces dernières années que le taux de chômage aux États-Unis; des recherches plus approfondies révéleront peut-être certains effets d'"hystérésis".

3.2 Les variables liées à l'assurance-chômage

L'évolution récente du régime canadien d'assurance-chômage

Le régime canadien d'assurance-chômage a subi plusieurs remaniements. Le plus important est survenu en 1971, année où l'admissibilité et les prestations de base ont été accrues considérablement et où deux types de prestations de prolongation ont été introduits, l'un fondé sur la durée de l'emploi et l'autre sur le taux de chômage régional. Les réformes adoptées depuis 1971 ont visé en général à durcir les règles d'admissibilité, qui toutefois ont été un peu adoucies dans le cas du second type de prestations de prolongation. En 1976, le taux des prestations[4] applicable aux bénéficiaires ayant des personnes à charge a été ramené de 75 à 66,7 %, et la période d'exclusion (qui frappe les personnes ayant abandonné volontairement leur emploi, par exemple) est passée de trois à six semaines. En 1977, la période minimum de travail donnant droit à des prestations d'assurance-chômage, qui était de huit semaines, a été portée à un minimum de dix à quatorze semaines. Cependant, la période maximale de versement des prestations dans le cadre du programme régional est passée de 18 à 32 semaines, et les prestations sont devenues un peu plus généreuses. En 1979, le taux des prestations a subi une nouvelle réduction, tombant à 60 %, et l'on a adopté une clause de remboursement visant à limiter les prestations touchées par des gens qui perçoivent ultérieurement des revenus élevés. Par ailleurs, on a renforcé les exigences imposées aux gens qui réintègrent le marché du travail.

Les incidences économiques de l'assurance-chômage

La Commission Macdonald [voir Cousineau (1986) par exemple], la Commission Forget (1986), la *Royal Commission on Employment and*

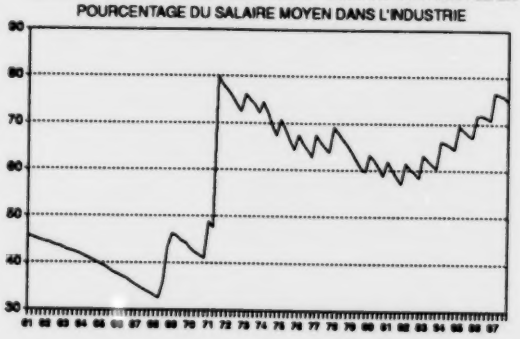
4 Le taux des prestations est le taux de remplacement du revenu prévu par le régime d'assurance-chômage. Un chômeur admissible reçoit un montant égal au produit du taux des prestations par le montant des gains assurés. Ces gains sont soumis à un certain plafond.

Unemployment, à Terre-Neuve (1986), le Groupe de travail fédéral-provincial sur le développement régional (1987), et une foule d'autres études[5] ont fait valoir que l'assurance-chômage accroît le taux de chômage d'équilibre. En voici quelques raisons : i) les coûts de la cessation d'emploi et de la recherche d'un nouvel emploi sont moins élevés, d'où augmentation du chômage frictionnel; ii) les travailleurs (avec le consentement tacite des entreprises) exploitent le régime d'assurance-chômage en modulant leurs périodes d'emploi de façon à être admissibles aux prestations, ce qui constitue une subvention au loisir et se traduit par une hausse du TCNA; iii) des gens qui autrement ne feraient pas partie de la population active sont encouragés à travailler afin d'avoir droit aux prestations; ils y arrivent en modulant aussi leurs périodes d'emploi; iv) les industries où l'emploi est cyclique ou saisonnier sont subventionnées et par conséquent procurent une part de l'emploi plus importante que cela ne serait le cas sinon, d'où hausse du taux moyen de chômage[6]; v) au Canada, la différenciation régionale du droit aux prestations peut réduire encore davantage la mobilité de la main-d'oeuvre et institutionnaliser des poches de chômage élevé.

Les mesures des effets démotivants de l'assurance-chômage

Le montant maximum des prestations d'assurance-chômage par rapport au salaire moyen en vigueur dans l'industrie (Graphique 1) constitue une partie du coût d'opportunité du travail (c.-à-d. les prestations auxquelles le travailleur renonce). Avant la réforme de 1971, le montant des prestations n'était ni indexé ni systématiquement ajusté en fonction des gains de productivité. Le ratio Prestations/Salaire a donc eu tendance à baisser au fil des ans, jusqu'à ce qu'on commence à s'y intéresser en 1968. Le niveau

GRAPHIQUE 1
MONTANT MAXIMUM DE LA PRESTATION D'ASSURANCE-CHÔMAGE EN POURCENTAGE DU SALAIRE MOYEN DANS L'INDUSTRIE



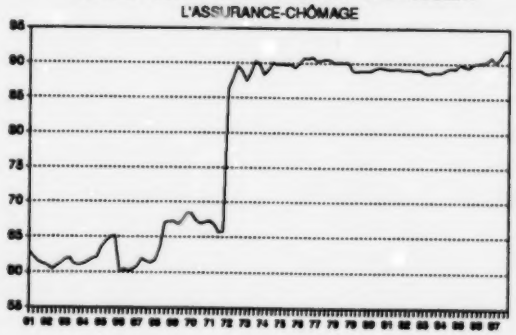
5 Nous traiterons dans les pages suivantes de certains travaux consacrés notamment à l'assurance-chômage. Dans une étude importante, Fortin et Rousseau (1984) montrent que la fiscalité et les programmes de transfert exercent ensemble un important effet démotivant sur la main-d'oeuvre et ont fait augmenter le taux de chômage d'équilibre.

6 Ce phénomène est moins marqué aux États-Unis, où l'on attribue une cote aux branches d'activité à taux de rotation habituellement élevé; en vertu de ce système, l'assurance-chômage dans ces branches d'activité est moins généreuse ou est financée à l'aide de taux de cotisation plus élevés.

des prestations a été considérablement relevé en 1971, puis rattaché à une moyenne mobile des salaires du marché sur huit ans (la courbe en dents de scie du Graphique 1 reflète cet ajustement périodique). En raison des retards inhérents à la nature automatique de cet ajustement, le ratio s'est de nouveau inscrit à la baisse lorsque l'inflation s'est mise à accélérer. Toutefois, les taux élevés d'inflation enregistrés du milieu des années 70 au début des années 80 se sont répercutés à partir de 1982 sur le taux des prestations, et le ratio a presque regagné son niveau de 1971. Bien que tous les chômeurs ne soient pas admissibles à la prestation maximale, l'évolution de ce ratio révèle que l'effet de démotivation potentiel de l'assurance-chômage s'est quelque peu accentué pendant les années 80.

La proportion de la population active protégée par l'assurance-chômage est passée d'un peu plus de 60 % à environ 90 % en 1971 et n'a guère varié depuis (Graphique 2).

GRAPHIQUE 2
POURCENTAGE DE LA POPULATION ACTIVE ADMISSIBLE À L'ASSURANCE-CHÔMAGE



Ces mesures ne tiennent pas compte de certaines caractéristiques importantes du régime complexe d'assurance-chômage. On a vu précédemment que des prestations de prolongation sont accordées dans les régions où les taux de chômage sont plus élevés. Bien que le chômage ait augmenté dans toutes les régions depuis 1971 (année où ce type de prestation a été institué), la hausse a été particulièrement marquée dans les provinces de l'Atlantique, où le montant des prestations de prolongation versées est substantiel[7]. Il est possible que certaines régions du Canada s'enlisent dans une situation de chômage élevé, car la générosité des prestations de prolongation produit un effet démotivant et accroît le coût de la réinstallation dans des régions où les taux de chômage sont plus bas, mais où la période durant laquelle le chômeur reçoit des prestations est plus courte. L'effet de démotivation peut être d'autant plus important que les prestations ne sont pas liées à la durée de l'emploi antérieur.

7 En 1986 par exemple, les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional ont représenté 37,4 % de l'ensemble des prestations de chômage versées dans les quatre provinces de l'Atlantique, comparativement à 25,2 % pour l'ensemble du pays (toutes les provinces comptaient des régions admissibles aux prestations de prolongation).

Les mesures empiriques des effets de l'assurance-chômage sur le TCNA

Bon nombre d'économistes se sont appliqués à mesurer l'incidence que la réforme de l'assurance-chômage survenue en 1971 a eue sur le TCNA. On estime que cette réforme a occasionné un accroissement du TCNA allant jusqu'à 2 points de pourcentage environ. Le modèle économétrique trimestriel de la Banque du Canada, RDXF [Robertson et McDougall (1982)], saisit un effet de 1,75 point de pourcentage environ. Pour une synthèse des études effectuées sur la question (y compris les résultats empiriques obtenus aux États-Unis sur les effets de l'assurance-chômage), voir Cousineau (1986).

Une étude récente mettant à contribution des données microéconomiques hebdomadaires sur le Canada [Ham et Rae (1987)] fait état d'estimations des effets marginaux de l'assurance-chômage sous divers aspects. Selon ces estimations, un accroissement d'une semaine de la durée des prestations entraîne un allongement anticipé de 0,33 semaine de la période de chômage. Il en résulte un accroissement du taux de chômage de quelque 3,6 %, sur la base de la durée moyenne du chômage observé (9,2 semaines), ou d'environ 0,3 point de pourcentage pour un taux de chômage initial de 8,5 %[8].

Des travaux récents effectués aux États-Unis confirment que l'assurance-chômage a un important effet démotivant [Kingston et al. (1986), St. Louis et al. (1986)]. Dans une étude particulièrement révélatrice, Woodbury et Spiegelman (1987) décrivent une expérience contrôlée qu'ils ont menée en Illinois avec un échantillon de chômeurs aptes à recevoir des prestations d'assurance-chômage. Un paiement en espèces de 500 dollars a été offert à chacun d'entre eux qui trouverait un emploi en moins de onze semaines et le garderait pendant quatre mois au minimum. Ces chercheurs ont observé une chute impressionnante de la durée moyenne de chômage (en outre, un bon nombre des participants ne se sont pas

8 Si cet effet marginal s'appliquait à l'intégralité de l'accroissement de la période maximale (14 semaines) de prolongation des prestations adopté en 1977 dans le cadre du programme régional, le chômage aurait augmenté de 50 % environ. L'effet en est de toute évidence surestimé, car ce type de prestation n'est pas offert partout au pays, et, là où il l'est, la période effective de versement des prestations est nettement inférieure au maximum. Cependant, il ne fait aucun doute que les prestations de prolongation offertes dans le cadre régional pourraient expliquer une bonne part de l'accroissement général que le chômage a enregistré depuis la période précédant la récession jusqu'à celle de la reprise qui a suivi.

donné la peine de réclamer la prime après avoir recommencé à travailler). Leur étude montre que le niveau des encouragements pécuniaires peut exercer à la marge un effet important sur la recherche d'un emploi et sur les décisions qui s'y rapportent[9]. Les auteurs concluent que leurs résultats établissent clairement que l'assurance-chômage exerce un effet démotivant en subventionnant le loisir.

Conclusions

Les résultats voulant que l'assurance-chômage ait un important effet sur le TCNA sont convaincants. Ils proviennent de sources très variées, à la fois d'études microéconomiques approfondies du comportement des prestataires d'assurance-chômage et de l'estimation d'équations macroéconomiques. Le fait que l'intervention des variables d'assurance-chômage dans les estimations des relations macroéconomiques n'est pas toujours statistiquement significative ne modifie pas la conclusion, mesurée, que l'on peut tirer de ces résultats. Selon les estimations, la réforme de l'assurance-chômage effectuée en 1971 a relevé le TCNA d'au plus 2 points de pourcentage. Depuis, le régime d'assurance-chômage est devenu plus strict à certains égards; toutefois, l'institution des prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional et les hausses, dans les années 80, de la prestation maximum d'assurance-chômage par rapport au salaire moyen dans l'industrie ont joué en sens inverse. Peu de travaux ont visé à quantifier directement l'incidence des prestations de prolongation de type régional sur le TCNA, mais les observations de la Commission royale à Terre-Neuve, par exemple, confortent l'opinion selon laquelle ce type de prestation a fait augmenter le taux de chômage moyen.

3.3 Les variables démographiques

Dans une économie où la structure démographique est stable et où la population active augmente à un rythme constant, les particularités des divers segments de la main-d'oeuvre peuvent ne pas tirer à conséquence dans l'analyse macroéconomique en général et dans le débat sur le TCNA en particulier. Toutefois, si la croissance ou la composition de la main-d'oeuvre enregistre un changement majeur, ces particularités peuvent jouer un grand rôle dans la détermination du TCNA global.

---

9 Ham et Rae affirment qu'ils n'ont pas été en mesure d'estimer l'effet du taux des prestations pour le Canada parce que ce taux ne variait pas suffisamment sur la période étudiée (1974-1980). Ils semblent malheureusement avoir limité leur analyse au taux nominal absolu des prestations. À notre avis, la variation du ratio Prestations/Salaire était suffisamment forte pour se prêter à une telle étude.

La croissance plus rapide de la population active en contexte d'inertie du salaire

Lorsque la croissance de la population active survient dans un contexte d'inertie du salaire, il ne se produit pas forcément de changement dans la structure démographique. Considérons par exemple un accroissement de l'immigration qui ne modifie pas la composition de la main-d'oeuvre par groupe d'âge et par sexe, mais en augmente le taux de croissance. La croyance selon laquelle les immigrants pourraient évincer les travailleurs de postes existants (dont le nombre total est limité) est fondée sur l'hypothèse que la demande globale ne s'ajuste pas assez rapidement pour créer dans l'immédiat des emplois pour les nouveaux venus. Naturellement, il n'en résulterait aucun accroissement du chômage si le salaire était assez souple pour assurer à court terme l'équilibre de l'offre et de la demande; toutefois, dans l'hypothèse d'une certaine inertie du salaire, le chômage pourrait augmenter pendant la période d'adaptation de la demande au nouveau niveau de la production potentielle[10].

Les jeunes travailleurs

L'arrivée sur le marché du travail de la génération issue du boom de la natalité a eu un effet d'accroissement pur sur la population active ainsi qu'un effet démographique lié à une modification de la pyramide des âges de la population active. On a invoqué deux raisons pour lesquelles ce facteur aurait pu provoquer une augmentation du TCNA. La première consiste dans un effet de transition pur, selon lequel l'économie a eu du mal à absorber ce gonflement de la main-d'oeuvre, ce qui n'a rien à voir avec le facteur jeunesse ni avec les caractéristiques de cette cohorte en particulier. Cet effet serait passager. La deuxième explication privilégie l'aspect démographique du phénomène et revêt plusieurs formes. Dans certaines, l'accent est mis sur le facteur jeunesse en tant que tel, et on fait valoir que le chômage est plus élevé chez les jeunes que chez les adultes, soit à cause de différences réelles (par exemple, le manque de compétences, le peu d'attachement manifesté par les jeunes envers certains emplois en raison de leur goût de la nouveauté), soit à cause de la manière dont les jeunes sont perçus (par exemple, les évaluations subjectives de leur apparence). Par conséquent, quand la population active enregistre un gonflement subit, le TCNA global s'accroît simplement parce qu'augmente une couche de la population dont le taux de chômage est plus élevé. Cela aussi nous amène à conclure que l'effet sera passager. Ce qui importe, c'est le facteur jeunesse en tant que tel, et non

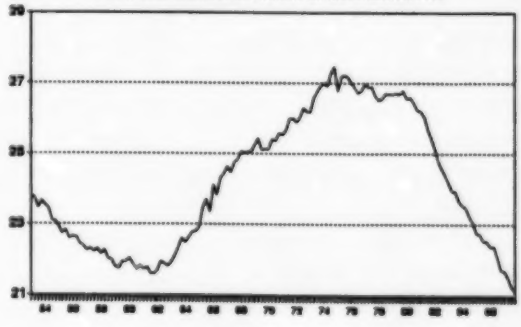
10 On ne doit d'aucune manière en déduire que nous appuyons l'une des vues adoptées sur les conséquences à court terme d'une modification du nombre d'immigrants. Notre analyse vise uniquement à distinguer entre un pur choc de niveau sur l'offre de travail et un choc ayant une incidence sur la composition de la population active.

la taille de ce segment de la population active. À mesure que celui-ci vieillira, l'effet transitoire du facteur jeunesse sur le taux de chômage se dissipera.

Certains auteurs tentent d'expliquer la hausse du TCNA par l'évolution des cohortes dont se compose la population active. Un exemple extrême est celui d'une fonction de production de type Léontief, où chaque segment de la main-d'oeuvre intervient en proportion fixe et est traité comme un facteur distinct. Les perspectives d'emploi de chaque groupe sont limitées par le segment ayant la plus faible croissance. Dans ce cas, une cohorte de taille exceptionnelle connaîtra pendant toute son existence un taux de chômage supérieur à la moyenne. Il en est de même s'il y a un effet d'hystérésis (par exemple, si le chômage érode le capital humain ou modifie de quelque manière son employabilité).

Le taux de chômage des jeunes (de 15 à 24 ans) est de fait constamment et sensiblement supérieur à la moyenne (Graphique 5, page 17). Par ailleurs, du début des années 60 au milieu des années 70, la part de ce groupe dans l'ensemble de la population active est passée de moins de 22 % à plus de 27 %. Cette part est depuis tombée à moins de 21% (Graphique 3).

GRAPHIQUE 3
PART DES JEUNES DANS LA POPULATION ACTIVE



Dans l'hypothèse où la modification de la part des jeunes dans la population active n'a influencé ni le taux de chômage de ce groupe ni celui des adultes, l'effet de composition de la main-d'oeuvre ne peut expliquer à lui seul qu'une petite partie de la variation du taux de chômage global. D'après un indice à pondérations fixes du taux de chômage, l'effet du facteur jeunesse aurait été d'environ 1/4 de point de pourcentage au milieu des années 70. Même si l'on retient des hypothèses extrêmes relativement aux pondérations et à l'écart de taux de chômage entre adultes et jeunes, moins de 1/2 point de pourcentage de l'augmentation du taux de chômage global peut être attribué, pour les années 70, à l'effet purement arithmétique de la hausse de la part des jeunes[11]. Toutefois, les hypothèses de départ ne sont pas sans importance. Si une part

11 Ces résultats sont conformes aux estimations présentées par Reid et Smith (1981).

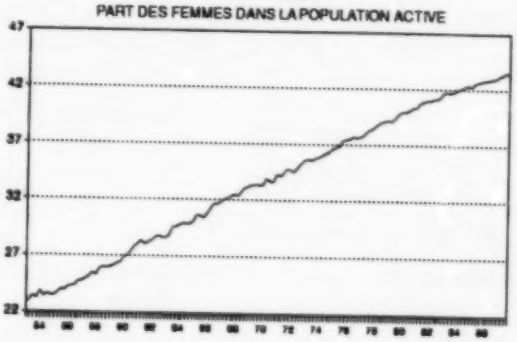
quelconque de la montée du taux de chômage des adultes ou des jeunes observée au cours des années 70 tient à l'augmentation de la proportion du second groupe, les calculs dont nous présentons les résultats ci-dessus sont incomplets.

La hausse du chômage chez les jeunes a été plus que proportionnelle pendant la récession de 1981-1982, tout comme la baisse qu'il a enregistrée depuis. Il est difficile de distinguer entre l'incidence qu'ont eue les modifications de la part de ce groupe dans la population active et celle induite par la récession et la reprise. À notre avis, toutefois, bien que de telles modifications aient influé sur le taux de chômage des jeunes, elles n'arrivent à expliquer qu'une faible partie de la hausse du taux de chômage global et de sa baisse subséquente.

La main-d'oeuvre féminine

La hausse constante du taux d'activité féminin constitue un autre phénomène important qui a marqué les marchés du travail au Canada. Le pourcentage des femmes dans la population active a augmenté de façon continue du début des années 50 à aujourd'hui, passant de moins de 24 % à près de 44 % (Graphique 4). Ce phénomène a également été présenté comme une cause possible de la tendance à la hausse du taux de chômage global. Comme dans le cas du facteur jeunesse, cette thèse peut être examinée sous de multiples aspects.

GRAPHIQUE 4
PART DES FEMMES DANS LA POPULATION ACTIVE



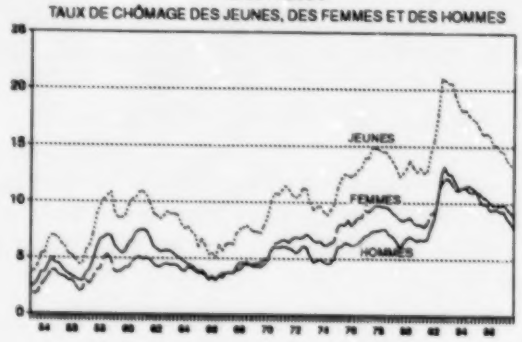
La croissance du taux d'activité féminin explique une grande partie de la croissance de la population active. En outre, on peut dire que, si l'arrivée sur le marché du travail de la génération issue du boom de la natalité était pleinement attendue, tel n'était pas le cas de la forte augmentation du taux d'activité féminin, ce qui a posé un problème général d'absorption[12].

12 Une étude récente de la question [Spector (1988)] mettant à contribution des données américaines corrobore cette interprétation. Spector conclut que l'accroissement du taux d'activité féminin a fait monter le TCNA, mais que cet effet tient à la croissance elle-même et non au fait que la croissance soit grandement attribuable aux femmes.

La thèse d'un simple effet de composition (selon laquelle le taux de chômage est plus élevé parce que la proportion des femmes est désormais plus grande) semble se défendre moins bien dans ce cas-ci que dans celui des jeunes travailleurs. Le taux de chômage féminin n'a pas été en moyenne très différent de celui des hommes (Graphique 5). En revanche, ces deux taux ont affiché des tendances assez différentes, en ce sens que le premier a été inférieur au second jusqu'au milieu des années 60, puis supérieur pendant les années 70. Si nous traitons les années 70 comme une période d'observation distincte, l'écart des taux de chômage entre les hommes et les femmes semble être suffisamment grand pour être significatif sur le plan structurel, compte tenu de la hausse spectaculaire du taux d'activité féminin. Cependant, l'effet purement arithmétique d'un accroissement de la proportion des femmes (c.-à-d. la variation qu'enregistre le taux de chômage global s'il est calculé de nouveau sous l'hypothèse d'une proportion constante de femmes) représente moins de 0,3 point de pourcentage.

GRAPHIQUE 5

TAUX DE CHÔMAGE DES JEUNES, DES FEMMES ET DES HOMMES



Ce calcul passe sous silence la possibilité que la hausse du taux de chômage féminin ait elle-même découlé de l'accroissement du taux d'activité chez les femmes. On a soutenu que les femmes avaient, dans le passé, un plus faible degré d'appartenance à la population active, qu'elles étaient plus enclines à quitter le marché du travail si la carrière de leur conjoint l'exigeait, et ainsi de suite, et que la résultante a pu être un taux de chômage d'équilibre plus bas dans leur cas. Les choses sont en train de changer. De plus, il se peut que l'assurance-chômage ait incité davantage de femmes qui n'envisagent pas de travailler à plein temps à entrer sur le marché du travail. Autrement dit, les femmes sur le marché du travail se comporteraient de plus en plus comme leurs partenaires masculins, ce qui aurait eu pour effet de relever leur taux de chômage d'équilibre. Certains des effets de l'accroissement de la proportion des femmes peuvent bien n'être que passagers (ils peuvent résulter, par

exemple, d'un manque d'expérience de travail)[13]. De fait, l'écart de taux de chômage entre hommes et femmes s'est de nouveau rétréci durant les années 80.

La hausse du taux de chômage féminin par rapport au taux moyen enregistré dans les années 70 n'est pas assez forte pour permettre d'établir avec certitude que l'accroissement du taux d'activité féminin a été une cause importante de la hausse globale du taux de chômage. Si l'on fait l'hypothèse qu'une augmentation de l'emploi des femmes n'entraîne pas une hausse du taux de chômage masculin, on verra que moins de 1 point de pourcentage du taux de chômage global est imputable à la hausse du chômage chez les femmes depuis le début des années 70, époque où les taux de chômage masculin et féminin étaient égaux. L'accroissement de la proportion des femmes dans la population active et du taux de chômage féminin représente moins de 1,25 point de pourcentage du taux de chômage global. Sans être négligeable, ce facteur ne saurait expliquer le gros de l'augmentation du taux global[14].

La substitution de facteurs et l'ajustement du salaire

À différentes étapes de l'analyse des effets des facteurs jeunesse et sexe, nous avons nuancé le raisonnement en faisant l'hypothèse que l'évolution des variables démographiques n'a influencé ni le taux de chômage des adultes ni celui des hommes. Diverses opinions ont été émises sur de possibles interactions; elles se fondent sur différentes hypothèses concernant la substituabilité des diverses catégories de main-d'oeuvre dans le processus de production ainsi que le degré de flexibilité du salaire. En cas d'homogénéité de la main-d'oeuvre mais d'inertie du salaire, tout gonflement de l'offre peut provoquer une hausse du taux de chômage à court terme. Si les diverses catégories de main-d'oeuvre ne sont nullement substituables entre elles, l'"effet de cohorte" que nous avons relevé

13 Il est intéressant de noter que l'accroissement du taux d'activité féminin ne se limite pas aux jeunes femmes. Un grand nombre de femmes plus âgées ont réintégré la population active ou y sont entrées pour la première fois. Ce groupe de travailleuses a une expérience professionnelle et un capital humain différents de ceux des hommes de même âge.

14 Ce calcul ne tient pas compte du fait que la hausse du taux de chômage chez les hommes peut avoir été causée en partie par la concurrence que leur livrent les femmes, soit parce que le salaire masculin était trop élevé et trop rigide face à cette concurrence, soit tout simplement parce que la demande globale progressait moins vite que la production potentielle.

à propos des jeunes peut se produire (il peut se produire dans le cas des femmes également)[15]. Dans le cas intermédiaire de substituabilité moins que parfaite, il est possible d'imaginer une variété de situations. Certains avancent que c'est l'inertie du salaire relatif qui fait problème : les femmes ne seraient pas (du moins temporairement) des substituts parfaits des hommes du point de vue de la production, et les réglementations en vigueur empêcheraient le salaire féminin de diminuer par rapport au salaire masculin. Dans ce cas, l'accroissement du chômage global résulte d'un taux de chômage plus élevé chez les femmes. Ce raisonnement met l'accent sur les différences entre les diverses catégories de main-d'oeuvre. Le problème peut aussi être posé en termes de concurrence entre des catégories de main-d'oeuvre qui sont à peine différenciées. Dans ce cas, l'augmentation du nombre de jeunes ou de femmes à la recherche d'un emploi pourrait entraîner une substitution de ces groupes aux hommes d'âge adulte mieux rémunérés et une hausse du taux de chômage de ces derniers pendant la période d'ajustement. L'existence d'un régime fondé sur l'ancienneté au travail ou de tout type de protection qui préviendrait une baisse du salaire masculin aurait pour effet d'aggraver le problème d'ajustement.

Les résultats des estimations

Dans les estimations économétriques (d'une courbe de Phillips ou d'une relation d'Okun), la part des femmes dans la population active est généralement affectée d'un coefficient significatif. Il est difficile d'y voir autre chose qu'un pur effet de tendance et imprudent de conclure qu'il y a là un rapport de causalité. Comme il a été mentionné précédemment, l'assurance-chômage a, sans nul doute, eu un effet important sur le TCNA. Cependant, comme les variables d'assurance-chômage sont fortement influencées par la grande réforme du régime qui a eu lieu en 1971, elles n'arrivent pas à expliquer de façon statistiquement significative la tendance plus graduelle affichée par le chômage si un autre type de mesure, comme le taux d'activité des femmes ou leur proportion dans la population active, comporte une composante tendancielle.

Le pourcentage de jeunes dans la population active était assorti d'un coefficient généralement significatif dans les modèles économétriques estimés jusqu'à ce qu'il commence à diminuer de façon marquée dans les années 80 et que son coefficient change de signe. Le fait d'exclure du groupe des jeunes les travailleurs ayant dépassé l'âge de 24 ans est quelque peu arbitraire. Pour appréhender empiriquement l'effet de

15 Selon un raisonnement analogue, les entreprises de différents secteurs auraient tendance à employer des hommes et des femmes dans des proportions différentes. Ainsi, lorsqu'un type d'activité économique est plus prospère que les autres, cela peut engendrer, du moins temporairement, des modifications du taux de chômage d'équilibre chez les deux sexes.

l'arrivée sur le marché du travail de la génération issue du boom de la natalité, il y a peut-être lieu de reconnaître que le passage des travailleurs du groupe des jeunes au groupe des adultes se fait de façon plus graduelle.

Conclusions

Nous croyons que l'entrée massive des jeunes sur le marché du travail a provoqué une certaine hausse du TCNA vers le début et le milieu des années 70. Cet effet s'est depuis inversé et est appelé à imprimer un certain mouvement à la baisse au TCNA au cours des prochaines années. Nous croyons également que l'accroissement du taux d'activité féminin a contribué à faire augmenter le TCNA et que cet effet a été plus marqué que celui lié à l'entrée massive des jeunes. Le taux d'activité féminin commence toutefois à se stabiliser. Dans la mesure où la hausse du chômage tenait à une variation du taux de la participation féminine plutôt qu'au fait que le niveau de cette participation était plus élevé, le taux de chômage d'équilibre chez les femmes devrait s'inscrire à la baisse. En outre, nous prévoyons que, à mesure que les femmes d'âge mûr qui sont entrées sur le marché du travail commenceront à prendre leur retraite, que le capital humain de l'ensemble des nouveaux travailleurs augmentera et que les jeunes nouvellement arrivés sur le marché du travail passeront à l'âge adulte, l'écart entre hommes et femmes sera largement comblé, et le TCNA global diminuera par rapport aux niveaux actuels.

3.4 Les mesures de dispersion régionale et sectorielle et les variations des prix relatifs

Les chocs économiques impliquant une réaffectation de la main-d'oeuvre sont susceptibles d'engendrer une augmentation temporaire du chômage structurel. Par conséquent, l'accroissement des écarts de taux de chômage entre les régions observé dans les années 80, qui découlait en partie de baisses des prix relatifs (des produits de base), a pu contribuer à une hausse temporaire du TCNA. Dans l'hypothèse où l'instabilité de telles influences s'est accrue, il se peut qu'une partie de l'augmentation du TCNA soit de nature permanente.

Les résultats tirés de l'estimation de modèles économétriques sont contradictoires. Les premiers travaux effectués par Lilien (1982) et Samson (1985) laissent croire à une forte influence des mesures de dispersion, mais cela semble largement dû au fait que ces chercheurs ont utilisé la croissance non anticipée de la masse monétaire comme seul baromètre de la conjoncture. Les mesures de dispersion utilisées dans les estimations de la loi d'Okun (voir section 4) se sont révélées non significatives, tout comme la mesure de dispersion retenue par McCallum (1987) dans l'estimation d'une équation de chômage. McCallum a toutefois constaté que des mesures spécifiques de chocs structurels, comme,

par exemple, les variations des prix relatifs des exportations, avaient des effets minimes mais statistiquement significatifs. L'écart de taux de chômage entre les différentes provinces intervient négativement dans la courbe de Phillips estimée dans RDXF; autrement dit, une augmentation de l'écart fait baisser le TCNA, contrairement au postulat de l'hypothèse de dispersion. À cet égard, les tentatives en vue d'appliquer une courbe de Phillips à chaque région n'ont pas été concluantes, mais elles ont conforté jusqu'à un certain point l'opinion selon laquelle les pressions qui s'exercent sur certains marchés peuvent se déverser sur d'autres régions.

Même si cet effet de déversement n'est appuyé que par de faibles résultats empiriques, nous croyons qu'il est de conséquence. Dans l'économie canadienne, de nombreuses activités sont liées à la présence de ressources particulières en des endroits déterminés. Quand les prix varient, le marché du travail a du mal à s'ajuster parce que cela implique à la fois un déplacement géographique et sectoriel des travailleurs. C'est pourquoi nous croyons que le TCNA augmente pendant un certain temps à la suite de variations marquées des prix relatifs. Ce phénomène est susceptible de revêtir une grande importance lorsque la main-d'oeuvre touchée est assez âgée et bien établie.

3.5 Les chocs sectoriels et les syndicats

Lorsque l'économie est en butte à une poussée du chômage, la raison classique que l'on invoque est que le niveau du salaire réel est trop élevé. Selon une variante moderne de cette thèse, les hausses du TCNA seraient liées au niveau élevé des salaires réels négociés et protégés par les syndicats.

Les travaux de Summers (1986) confortent cette hypothèse dans le cas des États-Unis. Sur la base de données en coupe instantanée ventilées par État pour l'année 1985, Summers estime qu'une hausse de 10 % du taux de syndicalisation dans un État provoque un relèvement de 1,2 point de pourcentage du taux de chômage d'équilibre. Statistiquement significatif, cet effet peut expliquer dans une proportion appréciable les écarts de taux de chômage entre les États. Summers fait aussi une étude comparative des données de 1970 et de 1985 pour voir si l'incidence de la syndicalisation sur le chômage s'est modifiée avec le temps. D'après ses résultats, le taux de chômage dans un État au taux de syndicalisation moyen est de 1,2 point de pourcentage supérieur à ce qu'il serait dans un État hypothétique sans syndicat. En d'autres termes, l'incidence de la

syndicalisation s'est accrue au fil des ans[16]. Cet accroissement n'est compensé que partiellement par la chute du taux global de syndicalisation. Summers conclut qu'une part appréciable de l'accroissement du chômage aux États-Unis dans les années 70 est attribuable aux effets de la syndicalisation.

Daly et MacCharles (1986) et Grubel et Bonnici (1986) se sont penchés sur le cas canadien. Ils font valoir que pour des raisons diverses, notamment à cause de chocs sur les prix temporairement favorables et interprétés (à tort) comme permanents, le secteur syndiqué (particulièrement dans les industries d'exploitation des ressources naturelles) a été en mesure d'obtenir des augmentations injustifiées du salaire réel, augmentations qui n'ont pas été rapidement inversées lorsque les prix se sont repliés. Il en est résulté une perte d'emplois, en particulier au terme de la récession de 1981-1982, et les entreprises ont tenté de demeurer concurrentielles en intensifiant leur utilisation du capital. Selon ces chercheurs, l'action syndicale peut provoquer une hausse appréciable du taux de chômage d'équilibre en portant le salaire réel au-dessus du niveau concurrentiel. Au surplus, si la perte de compétitivité due à la hausse des coûts intérieurs déclenche une baisse du taux de change réel, cela aura pour effet de protéger les secteurs à salaires élevés (généralement ceux qui produisent des biens d'exportation) et de répercuter une partie des coûts sur d'autres secteurs (généralement ceux qui n'exportent pas) et sur d'autres travailleurs. Une dépréciation de la monnaie mettrait les secteurs syndiqués à l'abri des conséquences que la hausse des coûts intérieurs a sur la compétitivité, ferait monter les coûts dans d'autres secteurs (en raison du renchérissement des importations) et réduirait le pouvoir d'achat du salaire réel, en particulier pour ce qui est des travailleurs (non syndiqués) qui n'avaient pas bénéficié des hausses initiales du salaire nominal.

16 Summers fait aussi état de résultats empiriques selon lesquels la prime salariale attribuable à l'action syndicale a augmenté au cours des années 70 puis baissé légèrement durant les années 80; mais, dans ce dernier cas, le changement a été moindre que ne le laissent croire certains indicateurs macroéconomiques, tels que l'indice du coût de l'emploi.

4. LA COURBE DE PHILLIPS ET LA LOI D'OKUN

La marge de ressources inutilisées sur les marchés du travail, c'est-à-dire la différence entre le taux de chômage observé et le taux de chômage d'équilibre, est une donnée importante pour la formulation des politiques économiques. Cependant, sa mesure est très incertaine, car le taux de chômage d'équilibre n'est pas observable et doit donc être déduit à l'aide d'autres données fondées sur des relations économiques hypothétiques et elles-mêmes incertaines. Deux de ces relations sont la *courbe de Phillips* et la *loi d'Okun*.

La courbe de Phillips avec anticipations inflationnistes peut s'écrire comme suit :

$$\dot{w} = \pi + g - \delta(u - u^*) + \chi\beta + \varepsilon \qquad (1)$$

où $\dot{w}$ = taux de croissance du salaire nominal;
π = taux d'inflation anticipé;
g = taux de croissance anticipé de la productivité (qui donne le taux de croissance "légitime", c'est-à-dire celui d'équilibre, du salaire réel);
u = taux de chômage mesuré;
u^* = TCNA;
χ = autres facteurs influençant la croissance du salaire (p. ex. politiques de revenus, variations des prix relatifs, etc.) et ayant pour coefficients β;
ε = variable aléatoire.

L'avantage de recourir à une courbe de Phillips estimée pour calculer le taux de chômage d'équilibre réside dans l'hypothèse qu'il y a une relation étroite entre l'évolution du salaire et le déséquilibre du marché du travail. Toutefois, comme le taux d'inflation anticipé et le taux de croissance "légitime" du salaire réel ne sont pas non plus observables, ils doivent eux aussi être approchés au moyen de mesures indirectes. Les erreurs inhérentes à ces dernières peuvent fausser sensiblement la valeur obtenue pour le TCNA. De plus, à moins qu'on ne fasse l'hypothèse que le TCNA est fixe dans le temps, il faut spécifier ses déterminants pour pouvoir estimer l'équation 1.

La courbe de Phillips a été pendant près de trente ans au coeur du débat entourant l'ajustement macroéconomique. Pourtant, pour certains économistes, elle est toujours en quête de fondements théoriques convaincants [Blanchard (1987)]. Celle utilisée généralement dans les modèles macroéconomiques est une conceptualisation de l'idée que l'ajustement macroéconomique est lent et tout particulièrement de l'idée qu'un déséquilibre réel est une condition *nécessaire* pour qu'il y ait ajustement

nominal. Ces deux idées sont également contestées dans la littérature économique, à la fois sous les angles théorique et empirique [par exemple Summers (1987)]. Cependant, il n'en demeure pas moins qu'un grand nombre d'économistes sont d'avis que le concept de courbe de Phillips est utile à la compréhension de la dynamique des salaires et des prix. Les modèles d'ajustement macroéconomique de la Banque du Canada continuent de s'en inspirer largement. Cela ne revient pas toutefois à affirmer que cette relation empirique possède un grand pouvoir explicatif ni une stabilité temporelle. Aussi toutes les estimations du TCNA canadien dérivées d'une courbe de Phillips contiennent-elles une dose considérable d'incertitude.

La loi d'Okun énonce une relation simple et directe entre l'écart sur le marché des biens et services et l'écart sur le marché du travail :

$$u - u^* = \theta(y^* - y) + v \qquad (2)$$

où y^* = logarithme de la production potentielle;
y = logarithme de la production observée;
θ = coefficient liant les écarts sur les deux marchés;
v = variable aléatoire.

La loi d'Okun (1962) était à l'origine l'énoncé d'une relation empirique. Son attrait pour le calcul du TCNA tient à son caractère assez stable au fil des ans et d'un pays à l'autre et au fait qu'il y a lieu de mesurer cette variable réelle qu'est le TCNA à partir des données sur la tenue réelle, plutôt que nominale, de l'économie. La loi d'Okun s'applique lorsque la production est essentiellement déterminée par la demande et que l'emploi est la principale variable que les entreprises utilisent pour adapter la production à la demande durant le cycle économique. Si cette hypothèse est plausible, on devrait pouvoir dériver le TCNA à partir de l'équation 2, dès lors que la valeur de l'écart de production et θ sont connus. Cela pourrait, sans invalider la courbe de Phillips, donner une meilleure estimation de u^* dans la mesure où il est plus facile de calculer l'écart de production que d'identifier les éléments nécessaires à l'estimation de l'équation 1. Cependant, si les fluctuations de la production sont liées à l'intensité de l'utilisation du capital ou aux variations de la productivité du travail, du nombre d'heures travaillées ou encore d'un autre facteur variable, la loi d'Okun n'aura guère de pouvoir explicatif et servira encore moins à mesurer l'écart sur le marché du travail[17].

17 Ce serait également le cas si les entreprises se servaient des stocks de produits pour amortir les chocs de la demande tant et si bien que les écarts sur les marchés des biens et services et du travail n'enregistreraient que peu de variations.

Pour estimer le TCNA à partir des équations 1 ou 2, il est nécessaire de connaître aussi les paramètres pertinents. Or, l'estimation de ces derniers exige à son tour qu'on dispose de données, ou de relations fonctionnelles, pour chacune des variables. Dans le cas de la courbe de Phillips, il ne suffit pas d'établir des mesures ou des fonctions relativement à la productivité et aux anticipations et de définir les facteurs spéciaux (variables χ), il faut aussi recourir à certaines hypothèses fondamentales au sujet du TCNA (en vue de spécifier l'écart sur le marché du travail). À cet égard, le plus simple est de faire l'hypothèse que le TCNA est une constante ou une fonction en escalier dont les paliers correspondent à des périodes de grands changements institutionnels (ex. : modification du régime d'assurance-chômage). Mais en général, il faut supposer que le TCNA sera influencé par un certain nombre de facteurs. De sorte que :

$$u^* = f(Z, \phi) \qquad (3)$$

où Z = un ensemble de variables explicatives;
ϕ = un ensemble de coefficients.

L'estimation du paramètre de l'équation d'Okun nécessite soit une mesure de l'écart de production soit un modèle de production potentielle, de même qu'une hypothèse quelconque au sujet des déterminants du TCNA (c.-à-d. une version particulière de l'équation 3). Les applications simples de la loi d'Okun comportent une certaine faiblesse : elles ne tiennent généralement pas compte des aspects du problème ayant trait à la modélisation et reposent sur l'hypothèse que la production et le chômage observés sont en moyenne respectivement égaux à la production potentielle et au taux de chômage d'équilibre durant la période considérée. On utilise souvent, pour approcher la production potentielle, un simple terme de tendance établi à partir de la production observée[18]. Cette méthode peut produire des estimations convergentes lorsqu'on dispose d'un grand nombre d'observations et peut aussi se justifier dans le cas contraire si l'on fait l'hypothèse d'une forte tendance vers l'équilibre. Toutefois, le petit nombre d'observations utilisées généralement peut donner lieu à des biais importants, en particulier s'il y a eu accélération ou ralentissement de l'inflation au cours de la période étudiée, car cela pourrait signifier que la production ne s'est pas maintenue en moyenne à son niveau potentiel. Ce problème se pose avec une acuité particulière dans le cas des années 70 et 80, pour avoir été aggravé par les chocs pétroliers et les variations manifestes de la productivité tendancielle.

18 Une autre approche répandue consiste à estimer la relation d'Okun sous forme de différences premières, à la lumière des hypothèses (habituellement implicites) que le TCNA est constant et que la production potentielle croît à un rythme constant.

Dans l'équation d'Okun, le chômage intervient comme la variable dépendante, mais un problème évident tenant à la simultanéité de l'évolution de la production et de l'emploi est susceptible de se poser au moment de l'estimation. Pour y faire face, on a largement recours à une équation de chômage de forme réduite [ex. : Lilien (1982) et Samson (1985)]. Ces auteurs croient que la dispersion régionale ou sectorielle de la croissance de l'emploi (liée à des variations des prix relatifs par exemple) peut expliquer l'augmentation du chômage en tant que phénomène structurel. Plus récemment, McCallum (1987), qui a eu recours à la même approche, a élargi le modèle de Lilien et Samson afin de déterminer si certaines mesures des chocs sectoriels, par opposition aux mesures de dispersion de la croissance de l'emploi en tant que telles, peuvent expliquer au moins une partie de l'augmentation du chômage au Canada.

Une approche privilégiée sur le plan théorique, mais plus ambitieuse, consiste à incorporer à la relation d'Okun un modèle de production potentielle. Cela nécessiterait normalement l'intervention d'une fonction de production et permettrait au stock de capital, à la productivité tendancielle et à la population active tendancielle (y compris l'incidence des variations du taux tendanciel d'activité) et au TCNA lui-même d'influencer la mesure implicite de la production potentielle, à savoir :

$$y^* = F(K,(1-u^*) \cdot L \cdot e^{gt}) \qquad (4)$$

où K = stock de capital;
L = population active tendancielle, de sorte que $(1-u^*) \cdot L$ représente la main-d'oeuvre en plein emploi;
g = taux de croissance tendanciel de la productivité (progrès technique incorporé au travail).

L'estimation simultanée des équations 2, 3 et 4 fournit davantage de renseignements sur la spécification appropriée et la taille du TCNA que ne le fait l'approche fort simple de la loi d'Okun. Le fait d'incorporer la courbe de Phillips dans le système d'équations augmente le pouvoir d'identification de celui-ci, en ce sens que cela permet de tirer parti de la dimension nominale de l'effet de u^* et de la contrainte de productivité (g figure à la fois dans les équations 1 et 4).

Ce système d'équations tente d'identifier le TCNA en le rattachant à l'évolution du secteur réel de l'économie et à l'ajustement du salaire. Un autre type de modèle, utilisé par Pierre Fortin et d'autres chercheurs, consiste à rattacher le TCNA à la dynamique des salaires et des prix. Fortin (1986) transpose l'équation de salaire dans une équation de prix pour obtenir une courbe de Phillips des prix, mais il eut été possible d'étudier directement le modèle original de salaires et de prix. Selon cette approche, le processus d'ajustement nominal est retenu comme principal

mode de calcul du TCNA, mais d'autres données que celles des salaires interviennent dans l'estimation.

Nous présentons dans les sections qui suivent les estimations du TCNA dérivées à partir de ces différentes approches.

5. LA COURBE DE PHILLIPS DU MODÈLE RDXF

5.1 La structure

La courbe de Phillips incorporée au modèle RDXF a la même structure que l'équation 1, que nous reproduisons ici pour des raisons de commodité :

$$\dot{w} = \pi + g - \delta (u-u^*) + \chi\beta + \varepsilon \qquad (1)$$

L'équation est estimée à l'aide de données trimestrielles. La croissance trimestrielle du salaire est dérivée des statistiques des gains hebdomadaires moyens dans le secteur commercial recueillies par Statistique Canada dans son enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail ou dans les enquêtes précédentes. Nous spécifions que la variable que définit l'équation est un salaire horaire, et à celle-ci nous ajoutons une tendance représentant l'évolution du nombre d'heures de travail, dont le coefficient est fixé à 1 afin de satisfaire à la condition de productivité marginale du travail exprimée en heures[19].

La tendance de la productivité globale des facteurs de production est calculée au moyen de la fonction de production du secteur privé de RDXF[20]. Nous faisons l'hypothèse que le résidu provenant de la fonction calculée par rapport à la production observée ne reflète que les variations de la productivité globale des facteurs; nous faisons abstraction d'éventuels problèmes de spécification ou de mesure. Pour lisser la série résiduelle, nous lui imposons une tendance que nous avons choisie au mieux de notre jugement et utilisons des filtres de moyennes mobiles s'échelonnant sur de longues périodes. La série lissée ainsi obtenue constitue notre estimation de la productivité tendancielle des facteurs, dont nous dérivons la variable g de l'équation 1.

Le taux d'inflation anticipé, π, intervient dans le modèle comme une moyenne mobile, sur huit trimestres, du taux d'augmentation de l'indice des prix à la consommation (IPC).

Les autres variables de l'équation sont le taux de croissance du ratio du prix à la production dans le secteur privé par rapport au prix à la

---

19 On fait ici abstraction des éléments qui sont susceptibles de compliquer l'analyse, tels que la manière dont les heures supplémentaires et le travail à temps partiel influent sur l'ensemble des gains horaires moyens.

20 On trouvera dans Robertson et McDougall (1982) un exposé de la méthodologie traditionnelle. Nous avons commencé ces derniers temps à calculer les tendances de la productivité à l'aide des techniques proposées par Prescott (1986).

consommation et une variable muette représentant l'influence de la Commission de lutte contre l'inflation (CLI) sur la période allant du quatrième trimestre de 1975 au troisième trimestre de 1978.

La version actuelle du modèle RDXF ne résulte pas d'une tentative de décrire l'évolution passée du TCNA, sauf en ce qui a trait au changement lié à la réforme de 1971 du régime d'assurance-chômage. Sur la base de travaux mettant à contribution la loi d'Okun, nous estimons que cette réforme a fait grimper le taux de chômage d'équilibre d'environ 1,8 point de pourcentage. Ce relèvement est imposé dans l'estimation de la courbe de Phillips, mais le niveau du TCNA, constant en tout autre point, est estimé librement. Signalons que l'équation 1 ne comporte aucune autre constante. Les facteurs spéciaux que sont les variables χ (par exemple la variable muette de la CLI) n'ont aucun effet à long terme sur la croissance du salaire. La constante obtenue par estimation (et corrigée pour tenir compte de la variable muette liée à la réforme du régime d'assurance-chômage) correspond à δu^*.

5.2 Historique

Depuis 1981, la structure de la courbe de Phillips est restée pour l'essentiel conforme à la description que nous venons d'en faire. Cependant, dans la version de RDXF antérieure à celle du printemps de 1985, le TCNA avait été préétabli dans la courbe de Phillips sur la base de travaux s'inspirant de la loi d'Okun, et l'on ne faisait appel à aucune constante libre. En outre, le coefficient de la productivité tendancielle globale des facteurs, qui a été, selon les époques, fixé à 1 ou estimé librement, est maintenant établi à 1,6 [l'inverse du coefficient du travail de la fonction de production; Pelletier (1989) explique l'origine de cette contrainte].

Les variables ont néanmoins subi plusieurs modifications importantes tenant aux nouvelles définitions adoptées et aux révisions des statistiques utilisées. À titre d'exemple, signalons que la redéfinition du concept de production du "secteur privé" et les modifications de notre jugement sur l'évolution de la production tendancielle ont fortement influencé les mesures de la productivité tendancielle des facteurs au fil du temps. De même, la variable de salaire a été redéfinie en 1985. Avant cette date, elle était donnée par le revenu du travail par travailleur (sur la base des données de l'emploi tirées de l'enquête auprès des entreprises) et englobait toutes les erreurs de mesure de l'emploi et du revenu du travail. Depuis 1985, on utilise telle quelle la mesure qui provient de l'enquête auprès des entreprises.

Les modifications de la période d'estimation conjuguées aux révisions des données provoquaient des variations considérables des paramètres estimés. Par exemple, le coefficient de l'écart sur le marché du travail variait entre 0,24 et 0,09 et n'était pas toujours statistiquement significatif. De

même, le coefficient du ratio Prix à la production/Prix à la consommation oscillait entre 0,57 et 0,26.

5.3 Les propriétés du modèle actuel

Une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage ralentit la croissance du salaire de 0,36 point de pourcentage par année. L'équation de salaire est accélérationniste en ce sens que le taux d'inflation anticipé est affecté d'un coefficient égal à l'unité; ainsi, une variation du taux observé d'inflation se répercute intégralement (avec des retards) sur la croissance du salaire, et le chômage ne peut être maintenu en permanence au-dessous du TCNA sans provoquer une spirale inflationniste[21].

Un accroissement d'un point de pourcentage du ratio Prix à la production/Prix à la consommation entraîne un relèvement de 0,6 point de pourcentage du salaire sur sept trimestres.

Il ressort de la variable muette représentant l'influence de la Commission de lutte contre l'inflation que, pendant la durée de son mandat, cette institution a fait diminuer d'environ 1,8 point de pourcentage le taux de croissance annuel du salaire nominal, abstraction faite des effets en retour.

5.4 Le TCNA calculé à l'aide de la courbe de Phillips du modèle RDXF

Le TCNA qu'impliquent les estimations de la courbe de Phillips du modèle RDXF est de 10,4 % pour la période récente[22]. L'intervalle de confiance approximatif de cette estimation au niveau de 95 % est de 5 points de pourcentage et va de 7,9 à 12,9 %. Cependant, nous ne croyons pas que le TCNA atteigne la barre des 10 %. Les travaux d'autres chercheurs, de la Banque ou d'ailleurs, confortent en général la thèse d'un taux moins élevé. À la section 7, nous tentons d'expliquer pourquoi le taux calculé à l'aide du modèle RDXF tend à être plus élevé que ceux obtenus par d'autres chercheurs. Une question s'impose néanmoins, celle de savoir si le taux estimé serait trop élevé à cause d'une erreur de spécification ailleurs dans l'équation. Nous examinons dans la sous-section 5.5 la

---

21 Ce résultat de type "accélérationniste" ne peut se déduire de la seule équation de salaire. L'analyse repose sur l'ensemble du modèle RDXF et tout particulièrement sur le modèle traditionnel de détermination des prix de type "mark-up".

22 Bien que, sur le plan formel, l'estimation concerne l'ensemble de la période postérieure à la réforme du régime d'assurance-chômage survenue en 1971, nous ne pensons pas qu'elle soit pertinente dans le cas de la première partie de cette période.

sensibilité de la valeur estimée du TCNA au mode de spécification de la croissance de la productivité et des anticipations inflationnistes.

5.5 La sensibilité du TCNA estimé au moyen du modèle RDXF à la modélisation de la productivité et des anticipations inflationnistes

La productivité

Une augmentation hypothétique du taux de croissance moyen de la productivité tendancielle entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une réduction de la constante estimée de la courbe de Phillips (et par conséquent une diminution du TCNA qui en découle). Cependant, étant donné le coefficient estimé de l'écart sur le marché du travail, une baisse d'un point de pourcentage du TCNA mesuré nécessiterait une hausse d'environ 0,3 point de pourcentage du taux annuel de croissance de la productivité. Pour faire baisser à 7 % le TCNA estimé, il faudrait, toutes choses égales par ailleurs, que le taux de croissance tendanciel de la productivité soit supérieur au double du taux de croissance moyen de la productivité globale des facteurs mesuré au cours de la période considérée. En d'autres termes, comme la valeur de la constante est élevée, une bonne partie de cette dernière ne peut être imputée à une erreur d'estimation du niveau moyen de la croissance de la productivité, à moins qu'on ne modifie de façon radicale une autre partie du modèle (par exemple la fonction de production)[23].

L'analyse qui précède se fonde sur la mesure de la croissance tendancielle de la productivité globale des facteurs utilisée dans le modèle RDXF. Sur l'ensemble de la période considérée, la production observée par heure-personne a augmenté plus vite que la mesure de la productivité tirée de RDXF en raison d'une hausse du ratio Capital/Production. Dans la courbe de Phillips du modèle RDXF, la croissance "légitime" du salaire réel est donnée par la croissance tendancielle de la productivité globale des facteurs (mesurée en unités de travail incorporant le progrès technique comme il est mentionné ci-dessus), abstraction faite des ajustements de niveau liés aux variations du ratio Capital/Production. Si, au lieu de la mesure provenant du modèle RDXF, on utilise dans la régression une mesure de la productivité basée sur la productivité moyenne du travail (PMT) *ex post*, la courbe de Phillips donne d'assez médiocres résultats au chapitre de l'ajustement statistique et des propriétés de l'équation (par exemple, la variable de productivité n'est pas significativement différente de zéro).

---

23 La méthodologie du modèle RDXF suppose que la part de la production observée non expliquée par la fonction de production reflète la productivité globale des facteurs. Toute erreur de spécification ou de mesure de ces variables se répercute sur la productivité globale des facteurs et peut-être sur la tendance retenue dans la courbe de Phillips.

Une modification du profil plutôt que du taux moyen de croissance de la productivité qui ferait varier le coefficient estimé de l'écart sur le marché du travail pourrait avoir une incidence importante sur l'estimation du TCNA. Par exemple, si l'on estime la courbe de Phillips de RDXF sous l'hypothèse d'un taux constant de croissance de la productivité (calculé comme le taux de croissance moyen de la productivité globale des facteurs sur la période d'estimation), on obtient un TCNA plus bas de 1,3 point de pourcentage que si l'on emploie l'estimation usuelle de la productivité tendancielle des facteurs (c.-à-d. un TCNA de 9,1 % au lieu de 10,4 %). En répétant le test avec la moyenne de la mesure de la productivité moyenne du travail décrite au paragraphe précédent, nous obtenons un TCNA bien plus faible, soit à peu près 7,7 %.

Les anticipations d'inflation

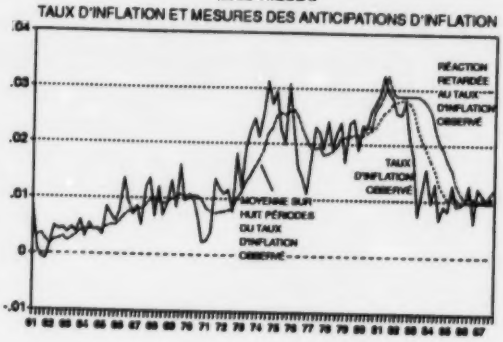
Si les anticipations d'inflation mesurées étaient en moyenne trop faibles, on aurait tendance à surestimer le TCNA. Comme elles ne peuvent être mesurées directement, il est difficile de juger de la justesse des modèles qui s'y rapportent. Un critère souvent utilisé réside dans la taille de l'erreur de prévision liée à la mesure des anticipations et repose sur la thèse qui veut que ces dernières ne comportent pas d'erreurs de prévision systématiques. L'erreur moyenne que renferme la mesure des anticipations d'inflation dans RDXF est faible, de sorte qu'on pourrait conclure qu'il n'y a pas de biais de ce type. Cependant, si nous admettons que, de fait, les taux d'inflation anticipés ont pu s'écarter systématiquement des taux d'inflation observés pendant la période d'estimation, une erreur de prévision était encore possible. La validité de la thèse selon laquelle les anticipations ne peuvent être systématiquement inexactes n'est vérifiée que lorsque la période d'estimation est longue ou que la conjoncture économique est stable. La flambée inflationniste des années 70 et la désinflation qui a suivi n'ont pas témoigné d'une telle stabilité. Il importe également de noter que le profil d'évolution des erreurs d'anticipations peut influencer le coefficient estimé de l'écart sur le marché du travail et, par conséquent, la valeur du TCNA, qu'il y ait ou non erreur moyenne des anticipations et distorsion de la constante estimée de la courbe de Phillips.

Les résultats semblent varier beaucoup selon la spécification utilisée. Ainsi, si les anticipations d'inflation sont obtenues à partir d'un modèle ARMMI (voir plus loin l'examen des travaux de Riddell et Smith), la courbe de Phillips du modèle RDXF se dégrade. Le coefficient de l'écart sur le marché du travail n'est pas affecté du signe attendu, et nous ne pouvons pas calculer le TCNA. Cependant, si nous spécifions une structure des anticipations moins sensible pour la période qui débute juste

avant la récession de 1981-1982, de manière que le taux d'inflation anticipé reste élevé plus longtemps et redescende plus lentement (Graphique 6, réaction retardée au taux d'inflation observé), nous obtenons un coefficient plus élevé et un TCNA de 8,4 % pour l'année 1987, soit deux bons points de pourcentage au-dessous du taux calculé à l'aide du modèle RDXF.

GRAPHIQUE 6

TAUX D'INFLATION ET MESURES DES ANTICIPATIONS D'INFLATION



6. LES ESTIMATIONS SIMULTANÉES DU TCNA FONDÉES SUR LA LOI D'OKUN

6.1 Les estimations antérieures fondées sur la loi d'Okun traditionnelle

Dans les travaux effectués à la Banque du Canada et ailleurs en vue d'estimer le TCNA sur la base de la loi d'Okun, la production potentielle est en règle générale formalisée à l'aide d'un terme de tendance, auquel s'ajoute parfois un terme représentant la croissance de la productivité. Les résultats obtenus sont en général similaires : ils indiquent que le TCNA est passé de 4-5 % dans les années 60 à 7 % au milieu des années 70 pour atteindre 9 % en 1983. [Voir par exemple Aubry et al. (1979 et 1985).]

6.2 L'approche de l'estimation simultanée

Le modèle de Laxton

Nous avons procédé à l'extension des modèles précédents, en estimant simultanément une relation d'Okun, une fonction de production et la courbe de Phillips, en vue d'obtenir des renseignements supplémentaires sur la spécification appropriée aussi bien que sur la taille du TCNA.

L'application traditionnelle de la loi d'Okun repose sur la spécification de la production potentielle à l'aide d'un terme de tendance. Bien qu'elle soit directe, cette approche présente plusieurs inconvénients. En premier lieu, l'emploi dans la modélisation de la production potentielle d'un terme de tendance obtenu par régression tend à ramener l'écart de production (et, par conséquent, l'écart sur le marché du travail obtenu par estimation d'une équation d'Okun) à zéro en moyenne sur l'ensemble de la période d'estimation. Cela peut créer une distorsion sur de petites périodes d'observation. Par exemple, l'inflation a sensiblement augmenté durant les années 60 et 70, ce qui laisse croire que la demande a été excédentaire sur l'ensemble de la période. En second lieu, du point de vue de la fonction de production, la production potentielle dépend du niveau de "plein emploi" de la main-d'oeuvre. Or, la spécification d'une tendance exogène exclut toute interaction de la production potentielle et du taux de chômage d'équilibre. Troisièmement, un terme de tendance ne peut saisir les modifications du taux de croissance de la production potentielle lié aux variations des taux de croissance des facteurs.

Douglas Laxton a traité de ces questions dans le cadre des travaux antérieurs effectués à la Banque. Il a procédé à l'estimation d'un ensemble de trois équations, dans lesquelles la production potentielle est déterminée par une fonction de production, une équation d'Okun sert à relier entre eux l'écart sur le marché des biens et services et l'écart sur le marché du travail et une courbe de Phillips intervient pour appréhender

les pressions des salaires. Cette formulation est séduisante, car elle aboutit à une estimation conjointe de la production potentielle et du taux de chômage d'équilibre, permet à celle-ci de subir l'influence des variations du stock de capital et de la main-d'oeuvre et met à contribution – par le truchement de la courbe de Phillips – les données du salaire nominal dans l'estimation du TCNA. Les résultats présentés ici (tirés des travaux de Ford et Rose) constituent une mise à jour des estimations issues du modèle de Laxton[24].

Les variables explicatives du TCNA

On a testé le rôle des facteurs démographiques (représentés par les parts combinées des femmes et des jeunes dans la population active) et d'une mesure de la générosité du régime d'assurance-chômage (taux maximal de remplacement des revenus corrigé en fonction de la proportion de la main-d'oeuvre admissible au régime) dans la détermination du TCNA. Le coefficient de la variable d'assurance-chômage n'est pas statistiquement significatif dans les estimations simultanées fondées sur la loi d'Okun. Selon ces dernières, la tendance à la hausse des valeurs calculées pour le TCNA est due au fait que les parts des jeunes (jusqu'en 1975) et des femmes d'âge adulte (durant toute la période d'estimation) dans la main-d'oeuvre allaient s'accroissant. La raison en est que le taux de chômage observé a augmenté au fil des ans, tout comme le taux d'activité féminin, tandis que la variable d'assurance-chômage a subi l'influence des grands changements survenus en 1971. Il semble raisonnable de supposer que l'incidence de la réforme de l'assurance-chômage sur le comportement de la main-d'oeuvre et, par conséquent, sur le TCNA, se renforce avec le temps, mais on ne sait pas avec certitude comment formaliser ce phénomène aux fins de l'estimation[25].

Les estimations du TCNA

Les estimations ponctuelles du TCNA (à la fin de 1987 par exemple) dépendent de la spécification des équations et de la période d'estimation

---

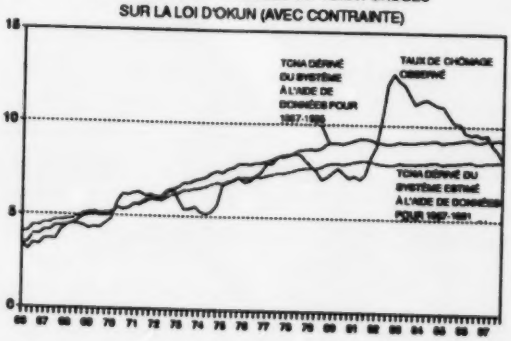
24 Ford et Rose font état d'estimations d'un système d'équations où intervient une courbe de Phillips relative à l'ensemble de l'économie et d'un système (par ailleurs similaire) où la courbe de Phillips ne définit que le secteur privé. Ici, nous nous intéressons davantage aux résultats issus du premier système d'équations mentionné. L'estimation du second système soulève certaines difficultés, mais les résultats sont similaires.

25 Laxton a réussi tant bien que mal à repérer un effet important de l'assurance-chômage dans un modèle qui autorise les effets retardés. On projette d'effectuer d'autres travaux pour étudier cette question ainsi que d'autres facteurs possibles, tels que les prix de l'énergie, les termes de l'échange, les variables régionales (la dispersion des possibilités d'emploi, les coûts de déménagement) et d'autres aspects des coûts et avantages d'un emploi (ex. : impôts, avantages non salariaux).

retenue. En bref, on obtient pour les périodes d'estimation englobant les années 1982 à 1985, années qui marquent une récession et le début d'une reprise, des valeurs du TCNA qui sont supérieures à celles obtenues sur des périodes se terminant en 1981. Cela peut s'expliquer par une sous-estimation implicite de la gravité de la récession, en ce sens que le processus d'estimation tend à engendrer un relèvement du TCNA et une modification des paramètres de la fonction de production afin d'abaisser la valeur estimée de la production potentielle et de mieux suivre l'évolution des données de la production durant la récession. Par conséquent, il est possible que le modèle estimé sur la période plus courte (et utilisé pour le calcul des valeurs du TCNA pour les années 80) produise des résultats plus plausibles que le modèle estimé sur l'ensemble de la période. En général, les chercheurs ont eu du mal à expliquer pourquoi le taux de chômage est resté élevé au Canada pendant la reprise, tant en termes absolus que par comparaison avec les États-Unis. Les estimations du TCNA générées à l'aide d'une équation de chômage, qu'elle soit de forme réduite ou fondée sur la loi d'Okun, tendent à augmenter dans les années 80 parce que le taux de chômage observé a été élevé et que les modèles n'ont pas d'autre explication. Cette question est examinée plus en détail dans la prochaine section.

Le Graphique 7 présente le taux de chômage observé et les estimations simultanées du TCNA sur deux périodes, à savoir, du premier trimestre de 1967 au dernier trimestre de 1981 et du premier trimestre de 1967 au dernier trimestre de 1985 (plus les valeurs calculées par les deux modèles pour les années postérieures à la période d'estimation). Si l'on retient seule la variable démographique, à l'exclusion de l'effet non significatif de l'assurance-chômage, le modèle estimé sur la période plus courte donne une valeur légèrement supérieure à 8 % pour le dernier trimestre de 1987, contre le chiffre de 9,3 % obtenu avec le modèle estimé sur la période plus longue. On a dérivé pour le dernier trimestre de 1987 des chiffres presque identiques à ceux de la période ayant précédé immédiatement la récession, étant donné que les parts combinées des femmes d'âge adulte et des jeunes dans la population active n'ont guère changé depuis le début des années 80. Les contraintes inter-équations nécessaires pour que la courbe de Phillips, la loi d'Okun et la fonction de production génèrent les mêmes valeurs pour le TCNA ne sont rejetées par les données pour aucune des deux périodes d'estimation. Toutefois, la

GRAPHIQUE 7
ESTIMATIONS SIMULTANÉES DU TCNA FONDÉES SUR LA LOI D'OKUN (AVEC CONTRAINTE)



courbe de Phillips tend à produire des estimations un peu plus élevées lorsqu'on lève les contraintes[26].

Les résultats de l'estimation du système d'équations et du sous-système que forment la fonction de production et la loi d'Okun tendent à être plus stables lorsqu'on modifie la définition des variables et la période d'estimation que ne le sont les estimations de la courbe de Phillips prise séparément. L'intégration de cette dernière au système d'équations semble faire augmenter le TCNA mais de fort peu. De manière générale, c'est la valeur du TCNA obtenue à l'aide de la courbe de Phillips qui se modifie pour se rapprocher de la valeur générée par les équations du sous-système.

26 La courbe de Phillips est spécifiée de manière similaire, mais non identique, dans ce modèle et dans RDXF. En outre, les données diffèrent parce que nous étudions l'ensemble de l'économie, tandis que RDXF ne concerne que le secteur commercial. Les valeurs du TCNA obtenues dans cette étude au moyen d'une courbe de Phillips libre de toute contrainte tendent à être légèrement inférieures à celles que génère le modèle RDXF.

7. COMPARAISON DES ESTIMATIONS OBTENUES À LA BANQUE DU CANADA AVEC CELLES D'AUTRES CHERCHEURS

Ayant examiné un éventail de résultats empiriques et de jugements sur le TCNA, la Commission Macdonald concluait ainsi :

> On estime que le TCIS[27] était situé entre 4 et 5 % dans les années 1950 et au début des années 1960, entre 6 et 7 % au début des années 1970, et qu'il se situe entre 6,5 et 8 %, à l'heure actuelle. - (Vol. 2, pp. 314-315, septembre 1985).

D'après la Commission, si les facteurs démographiques ont contribué dans le passé à accroître le TCNA, ils sont susceptibles de l'abaisser lentement dans l'avenir; la Commission a toutefois reconnu également que des facteurs déséquilibrants de nature structurelle (principalement les variations des prix des produits de base et les déséquilibres régionaux) sont peut-être à l'oeuvre pour favoriser une hausse du TCNA. La Commission n'indique pas d'où viennent les chiffres utilisés dans ses conclusions. Une grande variété de résultats empiriques sont présentés dans les volumes 1, 17 et 18 réunissant des études commandées par la Commission dans le cadre de son programme de recherche. La synthèse de Riddell et l'étude de Kaliski publiées dans le volume 17 semblent être les travaux dont la Commission s'est le plus inspirée pour arriver à ses conclusions[28].

Dans la présente section, nous passons en revue les estimations du TCNA pour le Canada obtenues par d'autres chercheurs, en soulignant les différences méthodologiques et leur incidence sur les résultats. Un grand nombre des résultats cités dans ces pages sont décrits dans Pelletier (1989). Notre revue des estimations du TCNA n'est pas exhaustive; son principal objet est d'expliquer pourquoi les estimations tirées de la courbe

---

27 Taux de chômage à inflation stationnaire, expression que la Commission emploie pour désigner le TCNA (N.D.T.).

28 Soutenant qu'un TCNA de cet ordre était beaucoup trop élevé, la Commission énumère une série de mesures de politique qui, à son avis, seraient de nature à accroître l'efficacité de l'économie et à abaisser le TCNA. Au nombre de ces mesures, on compte le libre-échange, la réduction des restrictions au commerce interprovincial, la réforme du régime d'assurance-chômage et beaucoup d'autres mesures structurelles destinées à améliorer le fonctionnement des marchés du travail.

de Phillips du modèle RDXF sont en général plus élevées que celles d'autres chercheurs.

7.1 L'incidence du mode de mesure des augmentations salariales

Riddell et Smith (1982) combinent une série mensuelle dérivée des statistiques de Travail Canada sur les grands accords salariaux et une courbe de Phillips englobant l'admissibilité à l'assurance-chômage et les prestations. Les anticipations d'inflation sont spécifiées au moyen d'un modèle ARMMI de type "rotatif". Au lieu d'estimer librement le niveau du TCNA, Riddell et Smith l'établissent à 6,6 % en 1978, sur la base des travaux de Fortin et Phaneuf (1981)[29]. Si nous appliquons notre méthode de calcul du TCNA à l'équation favorite de Riddell et Smith, nous obtenons une valeur de l'ordre de 12 à 14 %, soit environ le double de la leur (6 à 7 %)[30]. La question est de savoir comment interpréter la constante, de même que le rôle et la mesure de la croissance de la productivité dans une équation de salaire. Riddell et Smith ont obtenu par estimation une constante élevée, qu'ils traitent implicitement comme une mesure de la croissance de la productivité ou encore comme une erreur de spécification indéterminée propre à la période d'estimation. Selon notre méthode, si une partie quelconque d'une constante estimée à l'aide d'une courbe de Phillips des salaires ne peut être rattachée directement à la croissance de la productivité (en ayant recours à des modèles ou à des mesures de la productivité), elle entre dans le calcul du TCNA. Nous reviendrons à cette question clé ailleurs dans la section.

Les données des grands accords salariaux sont aussi mises à contribution par Ford et Ng (1983) dans l'estimation de courbes de Phillips. Sur la base du taux de croissance tendanciel de la productivité tiré du modèle

---

29 En revanche, Riddell et Smith estiment les effets marginaux que les modifications de l'assurance-chômage induisent sur le TCNA. Ils concluent que le TCNA a fait un bond de 1,5 point de pourcentage consécutivement à la réforme de l'assurance-chômage de 1971, mais qu'il est depuis resté relativement stable.

30 Dans le cadre de leurs estimations, Riddell et Smith n'ont pas imposé la contrainte que présuppose une courbe de Phillips verticale et accélérationniste. Leur modèle ne comporte donc pas de TCNA au sens strict. Cependant, la contrainte n'est pas statistiquement rejetée (comme ils le font remarquer) et elle est près d'être vérifiée quantitativement par les estimations ponctuelles. Il est probable que le TCNA que nous avons calculé est plus élevé que celui que générerait le modèle estimé sous contrainte, mais il est clair qu'il serait quand même bien supérieur au chiffre de Riddell et Smith.

RDXF, ils obtiennent un TCNA de l'ordre de 8,4 à 8,8 %. Ce résultat pourrait donner à penser que les statistiques sur les accords salariaux produisent de plus petites valeurs pour le TCNA que les données des gains.

Cependant, en faisant varier la période d'estimation et en analysant l'incidence de cette variation, Ford (1983) a constaté que les paramètres des courbes de Phillips estimées à partir de ces données tendaient à être instables[31]. Aussi les estimations du TCNA obtenues par cette méthode sont-elles erratiques. Nous ne sommes donc pas portés à conclure que les données des accords salariaux produisent de plus faibles valeurs pour le TCNA que les autres mesures des augmentations salariales.

7.2 L'incidence du mode de mesure des anticipations d'inflation

Nous avons estimé à nouveau, selon un découpage trimestriel, l'équation de Riddell et Smith ayant trait au salaire. Pour ce faire, nous avons utilisé notre mesure du salaire et des variables s'apparentant à leur taux anticipé d'inflation et à leur mesure des erreurs d'anticipations passées (rattrapage), spécifiées séparément. Nous avons préféré un modèle ARMMI classique au modèle de type "rotatif" retenu par Riddell et Smith. Il nous est impossible de reproduire à l'aide de nos données tous les résultats d'ordre qualitatif obtenus par ces derniers (par exemple, notre terme de rattrapage est de signe opposé). Cependant, les équations estimées se comportent en général comme les autres formulations de la courbe de Phillips, générant des valeurs de 8,6 à 9,4 % pour le TCNA en 1986.

Si des anticipations identiques à celles qui sont issues du modèle ARMMI sont exploitées dans l'équation de RDXF, les résultats seront généralement médiocres. Le taux de chômage étant affecté du signe contraire au signe attendu dans nombre de variantes de ce modèle, celles-ci ne peuvent servir à estimer le TCNA. Néanmoins, lorsqu'il est possible d'obtenir une estimation, cette dernière est légèrement inférieure à celle de l'équation type de RDXF, où les anticipations reposent sur des moyennes mobiles.

À la section 5.5 – Les anticipations d'inflation – nous avons vu que, si nous imposons une structure de retards aux anticipations pour la période qui débute juste avant la récession de 1981-1982 de manière que le taux d'inflation anticipé reste plus longtemps à un niveau élevé et redescende plus lentement que la mesure utilisée dans RDXF, nous obtenons un coefficient plus élevé pour le taux de chômage et un TCNA de 8,4 %, soit deux bons points de pourcentage au-dessous du taux calculé à l'aide du

31 S'il y a instabilité, c'est peut-être parce que la méthode de sélection des accords n'a pas réussi à garantir l'uniformité du champ d'observation dans le temps.

modèle RDXF. La façon dont sont mesurées les anticipations d'inflation revêt évidemment une très grande importance, et nous disposons de peu de renseignements de source indépendante susceptibles de nous aider dans le choix de la spécification.

7.3 La spécification de la productivité

Parmi les chercheurs qui ont estimé le TCNA, nombreux sont ceux qui n'ont pas tenté de faire intervenir certaines variables d'offre dans la formulation de la mesure de la croissance de la productivité nécessaire à cette estimation. Dans bien des cas, la croissance de la productivité est supposée constante et est comprise dans la constante de régression. D'après nos recherches, les estimations ponctuelles du TCNA sont très sensibles au mode de spécification de la croissance de la productivité. Par exemple, si nous utilisons une mesure fondée sur le secteur de l'offre du modèle RDXF, les estimations du TCNA dérivées de la courbe de Phillips ou du système décrit à la section 6 ont tendance à être systématiquement plus élevées. Le lecteur se rappellera (voir section 5.5 – La productivité) que, si nous estimons l'équation de RDXF sous l'hypothèse d'un taux de croissance constant de la productivité, nous obtenons une valeur d'environ 9,1 % pour le TCNA, contre le chiffre de 10,4 % obtenu avec la mesure fondée sur le modèle. Nous tenons à rappeler aussi que, selon cette mesure, la croissance de la productivité globale des facteurs est inférieure à la croissance moyenne de la production par heure-personne sur la période d'estimation, car l'incidence de la hausse du ratio Capital/Production n'y est pas prise en compte. Bien que la mesure fondée sur la productivité moyenne du travail (PMT) tende à donner de piètres résultats lorsqu'elle intervient comme variable dans l'estimation, il se peut que la valeur estimée du TCNA dans RDXF soit faussée à la hausse parce que nous n'avons pas tenu compte de l'incidence d'une intensification du capital. Si nous procédions à la régression de l'équation de RDXF et que nous employions la mesure fondée sur la PMT, nous obtiendrions un TCNA de 7,7 % contre 9,1 % sur la base du taux de croissance constant de la productivité (qui est égal au taux de croissance moyen de la mesure de RDXF sur la période d'estimation).

7.4 Le taux de chômage chez les hommes d'âge adulte

Certains chercheurs ont fait valoir que, en dépit des modifications des facteurs démographiques et de l'assurance-chômage, le taux de chômage des hommes de 25 ans ou plus est resté un indicateur fiable des pressions qui s'exercent sur le marché du travail. Se servant de cette variable dans l'estimation des courbes de Phillips, ils calculent le TCNA pour les hommes adultes, puis rattachent à celui-ci le TCNA global (au moyen d'une régression liant les taux observés de chômage). Les facteurs démographiques, l'assurance-chômage et certaines autres variables entrent souvent (mais pas toujours) dans cette équation de raccordement.

Fortin et Prud'homme (1984) emploient les données annuelles des salaires dans le secteur commercial, le taux de chômage chez les hommes adultes (corrigé d'un demi-point de pourcentage à partir de 1973 pour qu'il reflète la réforme de l'assurance-chômage) et un certain nombre de variables (salaire minimum, Commission de lutte contre l'inflation, impôt direct) qui sont censées influencer la progression des salaires. Comme la mesure du taux de croissance de la productivité moyenne du travail *ex post* ne donne pas de résultats satisfaisants, Fortin et Prud'homme n'en tiennent pas compte dans leur modèle définitif et représentent les effets de la croissance de la productivité au moyen d'une constante libre. De leur avis, le TCNA est de 4 à 4,3 % chez les hommes adultes et de 6,5 à 7 % dans l'ensemble de la main-d'oeuvre (sur la base d'une équation de raccordement simple dérivée de la régression du taux de chômage global par rapport au taux de chômage des hommes adultes).

Le taux de chômage des hommes adultes n'a pas été calculé au moyen de l'équation de salaire estimée par Fortin et Prud'homme. Si nous appliquons notre méthode de calcul du TCNA à leur équation favorite, en mettant à contribution le taux de croissance de la productivité tiré du modèle RDXF, nous obtenons un TCNA de 7,8 % chez les hommes adultes, ce qui se traduit par un TCNA global de 12,3 %. Une réestimation du modèle au moyen d'une reconstitution des données de Fortin et Prud'homme (après prise en compte des révisions apportées aux chiffres depuis la publication de leur article) donne un TCNA de 6,8 % chez les hommes adultes et de 10,8 % dans l'ensemble de la population active. Ces résultats concernent la période 1957-1982. Si les données retenues vont uniquement de 1963 à 1985, l'équation de Fortin et Prud'homme ayant trait au salaire génère un TCNA de 6,4 % chez les hommes adultes et un TCNA global de 10,1 %, soit un taux très voisin du taux issu de l'équation de RDXF. Nous obtenons des résultats assez comparables lorsque nous estimons l'équation de Fortin et Prud'homme à l'aide de nos données des salaires ou des prix.

L'emploi, dans l'analyse qui précède, de la mesure de la productivité donnée par RDXF revêt une certaine importance. Avec la mesure du taux de croissance de la productivité de Fortin et Prud'homme, les estimations du TCNA sont plus faibles. Par exemple, avec les données révisées et la période d'estimation 1963-1985, nous obtiendrions un TCNA de 5,7 % chez les hommes adultes et un TCNA global de 9,0 %, au lieu des 6,4 et 10,1 % cités plus haut.

Pour déterminer si la fréquence des données a quelque effet sur les résultats, nous avons estimé avec des données annuelles la courbe de Phillips des salaires intégrée au modèle RDXF. Le résultat – un TCNA global de 10,3 % – est très voisin du chiffre de 10,4 % que génèrent les données trimestrielles. Si, au lieu de l'écart sur le marché du travail donné par RDXF, nous utilisons le taux de chômage des hommes adultes

mesuré par Fortin et Prud'homme, nous obtenons un TCNA de 7,5 % chez les hommes adultes ou un TCNA global d'environ 11,8 % à partir de leur équation de raccordement. Pour ce qui est des données trimestrielles, le TCNA global s'élève à 11,5 %.

Nous faisons appel à l'équation de raccordement de Fortin et Prud'homme pour dériver le TCNA global des équations réestimées et réinterprétées de ces mêmes chercheurs. Elle confère aux variations du taux de chômage des hommes adultes une incidence bien plus forte (sur le TCNA global) que si l'on avait recours à l'équation de raccordement plus complexe que propose Fortin dans une étude plus récente (1986) mettant à profit une équation de prix (voir section 7.5). Dans l'équation de raccordement plus récente, une plus grande partie de l'écart entre les taux de chômage observés chez les hommes adultes et dans la population active est expliquée au moyen d'autres variables, ce qui se traduit par un lien direct beaucoup plus faible entre les taux de chômage. Avec cette équation, nous obtiendrions un TCNA global de 9,4 % au lieu du chiffre de 11,5 % indiqué ci-dessus (version trimestrielle du modèle RDXF incorporant le taux de chômage des hommes adultes.) De même, nous obtiendrions 7,8 % au lieu de 9 % à l'aide de l'équation réestimée de Fortin et Prud'homme, où intervient le taux de croissance moyen de leur mesure de la productivité (PMT), et 8,5 % au lieu de 10,1 % en utilisant la mesure de la productivité tirée de RDXF.

En résumé, la différence entre nos estimations et celles de Fortin et Prud'homme ne semble attribuable ni à la fréquence des données ni à l'emploi de mesures particulières des salaires et des prix, mais au mode de calcul de la croissance de la productivité et au rôle de la constante estimée dans le calcul du TCNA. Le fait d'estimer l'équation de salaire à l'aide du taux de chômage des hommes adultes plutôt que du taux de chômage global entraîne des conséquences qui dépendent du lien retenu entre ces deux taux. L'utilisation du taux de chômage des hommes adultes pour estimer l'équation de RDXF abaisse la valeur estimée du TCNA global si l'on se sert de l'équation de raccordement de Fortin (1986), mais elle l'accroît si l'on emploie plutôt celle de Fortin et Prud'homme (1984). Le choix de la mesure de la productivité joue un rôle important, le modèle RDXF dénotant un taux de croissance tendanciel plus faible et, par conséquent, une valeur plus élevée du TCNA. L'interprétation de la constante dans l'équation de salaire estimée joue aussi un rôle crucial. Fortin et Prud'homme n'autorisent pas le terme constant à influencer la valeur du TCNA. Le problème est que leur modèle théorique ne permet pas la présence d'une constante indépendante. Par conséquent, ils interprètent implicitement la constante comme une erreur de spécification ou de mesure dont seraient entachés un ou plusieurs autres termes de l'équation. Dans l'optique du modèle RDXF, un taux de croissance tendanciel du salaire supérieur à celui que causent l'inflation et la productivité tendancielle doit être interprété comme une indication que le TCNA

est plus élevé que le taux de chômage moyen, à moins qu'on ne puisse offrir une autre interprétation et la défendre empiriquement[32]. Nous nous sommes ingéniés à chercher d'autres formulations de l'équation ou d'autres mesures des variables qui ouvrent la voie à une interprétation différente et plausible de la constante. Même si nos travaux nous amènent à mettre en doute le niveau élevé des estimations ponctuelles dérivées des courbes de Phillips types du modèle RDXF, la faiblesse des chiffres de Fortin et Prud'homme n'a guère d'appui sur le plan empirique.

Dans une étude réalisée pour le compte du Conseil économique du Canada, Dungan et Wilson (1982) font état d'un TCNA d'environ 6 % pour l'ensemble de la population active à la fin des années 70. Ce résultat repose sur un TCNA présumé (non estimé) de 3,5-3,6 % pour les hommes adultes, dérivé de courbes qu'ils ont tracées à partir des données historiques en tenant compte du moment où, selon eux, l'économie enregistrait une demande ou une offre excédentaire. Ils font appel à des variables démographiques et à des variables d'assurance-chômage pour estimer les relations entre le taux de chômage des hommes adultes et celui de cinq autres composantes de la main-d'oeuvre. Ils testent le TCNA global pondéré ainsi obtenu en procédant à une série d'estimations de la courbe de Phillips des salaires tirée du modèle FOCUS. Selon certaines de ces estimations, le TCNA des hommes adultes serait plus élevé, mais les auteurs écartent ce résultat, car ils ne croient pas que l'économie ait connu le plein emploi aussi souvent que les résultats semblent l'indiquer.

7.5 Les équations de prix

Fortin (1986) mesure le TCNA en procédant à l'estimation d'une équation de prix plutôt que d'une équation de salaire. Il transpose implicitement la courbe de Phillips dans l'équation de prix, ce qui donne à cette dernière une forme quasi-réduite contenant à la fois des variables de l'équation de prix et de l'équation de salaire (Fortin ne dérive pas explicitement cette forme réduite d'une structure fondamentale). L'évolution du taux général

32 Il convient de noter que, dans la simulation de tout modèle macroéconomique traditionnel comportant une courbe de Phillips des salaires avec constante indépendante, le taux de chômage d'équilibre issu de la simulation reflète de fait le niveau de la constante. Pour cela, il faut supposer que le modèle garantit que les taux d'inflation observé et anticipé finiront par s'égaliser et que la croissance du salaire réel devra tôt ou tard vérifier une restriction dérivée de la fonction de production (par exemple, l'égalité entre le salaire réel et la productivité marginale du travail dans le modèle de concurrence parfaite). Si la croissance du salaire affiche une tendance supplémentaire dans l'équation dynamique, le chômage devra augmenter pour neutraliser cette tendance. Le taux de chômage d'équilibre effectif du modèle prend donc en compte l'influence de toute constante estimée.

d'inflation s'explique essentiellement par les variations de l'impôt indirect et de plusieurs prix (ceux de l'énergie, des aliments et des importations de biens autres que l'énergie et les aliments)[33] . Les *variations* du degré de générosité de l'assurance-chômage et du salaire minimum interviennent également dans l'équation.

Fortin utilise le taux de chômage des hommes adultes comme indicateur de la pression générale qui s'exerce sur les prix. Il construit une équation distincte (de celle décrite dans l'article publié en collaboration avec Prud'homme) afin de relier le taux de chômage global au taux de chômage des hommes adultes. La relation ainsi établie permet à des variables telles que les facteurs démographiques, le salaire minimum et l'assurance-chômage d'agir sur le taux de chômage global, mais seulement par l'entremise du chômage des jeunes et des femmes. Le taux de chômage des hommes adultes n'est pas influencé par ces variables dans le modèle de Fortin. Sur la base de ces équations, Fortin estime (au sens économétrique du terme) à 4,74 % le TCNA des hommes adultes et à 6,2 % le TCNA global pour 1985.

Dans son équation de prix, Fortin teste les effets qu'ont sur l'inflation les *modifications* du degré de générosité de l'assurance-chômage et celles du salaire minimum. Comme ces variables revêtent la forme de différences premières, on devrait selon lui faire l'hypothèse (aux fins du calcul du TCNA) qu'elles demeurent inchangées et, par conséquent, ne modifient pas le TCNA. Tel serait le cas même si ces variables devaient s'avérer statistiquement significatives dans la régression[34]. Ainsi, la méthode de Fortin nie la possibilité que des modifications de l'assurance-chômage ou du salaire minimum exercent une incidence systématique sur le TCNA des hommes adultes. Si nous réestimons les équations de Fortin en posant que le niveau de ces variables influe sur le TCNA, les coefficients obtenus ne sont pas significatifs aux niveaux de confiance habituels. Toutefois, les statistiques t sont supérieures à l'unité (la variable du salaire minimum se comporte un peu mieux que la variable d'assurance-chômage), et les valeurs qui en découlent pour le TCNA sont sensiblement

33 Le taux de variation de l'IPC, aliments exclus, en constitue la variable dépendante. On n'explique guère pourquoi les aliments ont été exclus de l'indice, mais non pas l'énergie (l'autre prix servant de variable explicative).

34 Pour calculer le TCNA, Fortin fixe à zéro les variables de commande relatives au marché du travail (modifications de l'assurance-chômage et du salaire minimum). Cependant, ces variables ne sont pas nulles en moyenne sur la période considérée. Ainsi, Fortin n'autorise pas les modifications passées de l'assurance-chômage ou du salaire minimum à influer sur le TCNA des hommes adultes. Leur incidence est de toute manière faible du point de vue quantitatif. En attribuant aux modifications les valeurs moyennes pour la période, nous obtenons un TCNA pour les hommes adultes qui est seulement d'un tiers de point de pourcentage plus élevé que celui de Fortin.

plus élevées que celles dont fait état Fortin. Par exemple, le TCNA des hommes adultes aurait été en 1984 de 6 % environ, et le TCNA global (calculé à l'aide de l'équation de raccordement de Fortin) d'à peu près 8 %.

Un grand nombre d'études tendent à démontrer que l'assurance-chômage a eu une incidence sur le taux de chômage masculin (voir section 3). Le bond important qu'ont fait les prestations à la faveur de la réforme de 1971 influence fortement la mesure du degré de générosité de l'assurance-chômage au Canada. Comme cette générosité ne s'est pas traduite par une hausse proportionnelle du chômage au début des années 70, on a tendance à rejeter l'hypothèse que l'assurance-chômage influence le TCNA, sur la base d'estimations effectuées à partir d'équations macro-économiques. Or, des études approfondies des comportements indiquent tout le contraire. De toute évidence, ou bien les facteurs démotivants de l'assurance-chômage ne produisent pleinement leurs effets sur le comportement de l'offre de travail qu'avec un certain retard, ou encore des facteurs spéciaux du côté de la demande ont empêché le taux de chômage d'augmenter au lendemain de la réforme de 1971. Une étude récente des marchés du travail au Québec [Guindon (1986)] conclut que le taux de chômage structurel chez les hommes a effectivement augmenté au fil des ans. Outre les effets de l'assurance-chômage, Guindon décèle une influence des facteurs démographiques sur le chômage masculin. Il estime que le taux de chômage structurel chez les hommes adultes a augmenté au Québec d'environ 3 points de pourcentage sur la période considérée par Fortin. Ces résultats sont loin d'être clairs, mais les tests de Fortin ne nous ont pas convaincus que le TCNA des hommes adultes soit resté constant au cours des deux dernières décennies[35].

L'explication que Fortin donne de l'inflation à l'aide de son équation ne se tient plus après 1984. En simulation statique, son équation favorite prévoit que le taux d'inflation annuel aurait dû baisser pour s'établir en moyenne à quelque 2,5 % sur la période 1985-1987. De plus, elle sous-estime l'inflation dans des proportions de plus en plus grandes; l'erreur atteint 1,75 point de pourcentage en 1987. En simulation dynamique, où les erreurs s'accumulent par le truchement de la variable dépendante retardée, l'équation de Fortin prédit un taux d'inflation de près de zéro pour 1987. Les variables de prix relatifs et la variable d'impôt ne peuvent tout simplement pas expliquer pourquoi le taux d'inflation n'a pas chuté. Cela tient peut-être au fait que le TCNA serait en réalité plus élevé que ne l'indique le modèle de Fortin.

---

35 Il y a lieu de noter que le TCNA de 5,3-6,0 % estimé par Fortin pour les années 60 est nettement supérieur aux niveaux généralement admis pour cette période (4-5 % par exemple selon la Commission Macdonald).

Nous avons estimé des équations analogues à celles de Fortin à l'aide des données du modèle RDXF et de mesures de l'impôt et du degré de générosité de l'assurance-chômage. Si l'écart sur le marché du travail spécifié dans RDXF est introduit dans une équation annuelle de prix dépourvue de variable d'assurance-chômage, nous obtenons des valeurs de l'ordre de 7,7 à 8,1 % pour le TCNA global. En revanche, si le TCNA est calculé à l'aide d'une fonction dotée d'une variable d'assurance-chômage, les valeurs obtenues sont plus élevées : 8,4 à 9,6 % la dernière année de la période d'estimation, 1986. Il est intéressant de noter que, contrairement à ce qui se produit dans le cas de la loi d'Okun et de l'estimation simultanée d'un système d'équations, ici, c'est la variable d'assurance-chômage, et non les variables démographiques, qui se comporte de manière satisfaisante. Si nous répétons le test en faisant appel au taux de chômage des hommes adultes (mais en tirant toujours parti des données de RDXF) et à l'équation de raccordement de Fortin, nous obtenons des valeurs variant de 7,7 à 8,5 % pour le TCNA global en 1985. Sans la variable d'assurance-chômage, les résultats sont bien plus faibles et similaires à ceux de Fortin.

De ce qui précède, nous tirons les conclusions suivantes. Il semble que les valeurs du TCNA issues d'une équation de prix soient plus faibles que celles dérivées de la courbe de Phillips des salaires du modèle RDXF; ceci serait surtout attribuable au choix de la mesure de productivité dans RDXF. Il n'est pas difficile de trouver d'autres équations de salaire capables de générer un TCNA dont les valeurs correspondent aux estimations des équations de prix. Cependant, les résultats de nos recherches ne confirment pas des estimations aussi faibles que celles de Fortin. Les conclusions de Fortin sont considérablement influencées par la méthode qu'il utilise. Dans son équation d'inflation, seules les différences premières des variables exogènes sont autorisées à influer sur le TCNA. Il nie donc la possibilité d'un lien direct entre ces variables et le niveau d'équilibre implicite du taux de chômage des hommes adultes. Les résultats de notre estimation indiquent que, du point de vue quantitatif, ce lien revêt une importance considérable pour le TCNA obtenu. Même si le coefficient estimé de la variable d'assurance-chômage n'est pas statistiquement significatif aux niveaux de confiance habituels dans l'équation de Fortin que nous avons réestimée avec les données de ce dernier, il l'est d'ordinaire dans nos propres travaux.

7.6 Les équations de chômage de forme réduite

McCallum (1987) estime une équation de chômage de forme réduite. Au départ, il adopte les valeurs du TCNA calculées par Fortin à partir de l'équation de prix, mais il reconnaît qu'il peut les tester au cours de l'estimation de son propre modèle. Il incorpore une constante et un terme de tendance dans l'équation et souligne que la mesure de Fortin sera rejetée sauf si ces deux termes peuvent être contraints statistiquement

à prendre la valeur de zéro. De telles contraintes ne sont pas acceptées dans l'équation originale, et la mesure de Fortin doit donc être considérée comme trop faible[36]. McCallum note cependant que le rejet de ces contraintes est surtout dû au niveau élevé des résidus pour les deux dernières années (1984 et 1985) de la période d'estimation. Aussi, ayant ajouté à l'équation une variable muette pour ces deux années, constate-t-il que la mesure de Fortin ne peut plus être rejetée pour la période s'étendant jusqu'à 1983. Il reste néanmoins à donner une interprétation de la variable muette en 1984-1985. L'interprétation offerte par McCallum est qu'elle pourrait traduire un effet d'hystérésis ou encore un effet d'ajustement structurel qui ne serait pas saisi explicitement dans son modèle. Ces effets doivent tous deux être pris en compte dans le TCNA. Ils ne peuvent être compris dans la composante du chômage attribuable à une insuffisance de la demande, composante que McCallum distingue dans son étude; il n'y a non plus aucune raison de supposer que des politiques de stimulation de la demande auraient pu éliminer la portion "inexpliquée" du chômage sans créer de pressions inflationnistes. D'après nos calculs, les estimations de McCallum impliquent un TCNA de plus de 9 % en 1985, même si une part du chômage inexpliqué est rattachée à la composante "keynésienne" (proportionnellement à la part que cette composante occupe dans la portion expliquée).

McCallum critique les travaux antérieurs effectués par Samson (1985) à partir d'une équation de forme réduite; Samson attribue la majeure partie de l'augmentation du chômage au Canada à des facteurs structurels, qui sont saisis à l'aide d'une mesure de dispersion de Lilien. Selon McCallum, Samson n'a pas tenu compte de façon adéquate du rôle des facteurs cycliques. Nous ignorons si, comme Samson, McCallum est d'avis que les effets d'ordre structurel font partie du TCNA, mais il est clair que, pour lui, ceux-ci sont dans tous les cas de faible ampleur. Il ajoute des variables représentant le cycle de la demande et d'autres variables destinées à saisir les chocs structurels que masque une dispersion du chômage. Au nombre de ces dernières figurent une mesure des prix relatifs des ressources (un effet des termes de l'échange), une mesure des prix relatifs du pétrole et une mesure du niveau relatif de l'emploi dans le secteur de la fabrication des biens durables. Même si, exception faite du prix relatif des ressources, ces variables structurelles ne sont pas significatives, la mesure de dispersion de Lilien-Samson ne l'est pas davantage. McCallum croit que cela s'explique par le fait que le gros du chômage qualifié de "structurel" par Samson découle en réalité d'une insuffisance de la demande. Toutefois, comme il a déjà été mentionné, cet argument ne permet pas d'expliquer de façon adéquate l'évolution observée au cours des dernières années de la période d'estimation.

---

36 Signalons que, appliquée à l'équation de Fortin et Prud'homme ayant trait au salaire, cette méthode conduirait également à un rejet de la contrainte et tendrait à confirmer la validité des valeurs élevées du TCNA indiquées ci-dessus.

TABLEAU RÉCAPITULATIF – Estimations du TCNA

I. *ÉQUATIONS DE SALAIRE*

RDXF

version trimestrielle : 10,4 %

version annuelle : 10,3 %

Estimations d'un système d'équations fondées sur la loi d'Okun

pour 1987
est. jusqu'au 4e trim. 1981 : 8,1 %
est. jusqu'au 4e trim. 1985 : 9,3 %

Fortin et Prud'homme - taux de chômage des hommes adultes

équation originale (1984) : 6,5-7 %

équation réestimée et réinterprétée (1985)
équation de raccordement de Fortin : 7,8 %
équation de raccordement de Fortin et Prud'homme : 9,0 %

équation réestimée et réinterprétée - mesure de la productivité dans RDXF (1985)
équation de raccordement de Fortin : 8,5 %
équation de raccordement de Fortin et Prud'homme : 10,1 %

Données des accords salariaux

Ford et Ng (1983) : 8,4-8,8 %

Riddell et Smith :
équation originale (1978) : 6,6%
équation réinterprétée (1978) : 12-14%
équation réestimée et réinterprétée (1986) : 8,6-9,4 %

Analyse de sensibilité
constante - mesure de la productivité dans RDXF : 9,1 %
constante - mesure de la productivité fondée sur la PMT : 7,7 %
modification des anticipations d'inflation : 8,4 %
taux de chômage des hommes adultes (équation de raccordement de Fortin) : 9,4 %
taux de chômage des hommes adultes (équation de raccordement de Fortin et Prud'homme : 11,5 %

II. *ÉQUATIONS DE PRIX*

FORTIN

équation originale (1984) : 6,7 %
(1985) : 6,2 %

équation réestimée avec une variable d'assurance-chômage (1984) : 8 %

RDXF

écart de RDXF (1986) : 7,7-8,1 %

Variable d'assurance-chômage et variables démographiques (1986) : 8,4-9,6 %

taux de chômage des hommes adultes et variable d'assurance-chômage - équation de raccordement de Fortin (1985) : 7,7-8,5 %

III. *ÉQUATIONS DE CHÔMAGE DE FORME RÉDUITE*

McCALLUM

équation réinterprétée (1985) : 9 %

8. CONCLUSIONS

Différentes estimations du taux de chômage non accélérationniste (TCNA) sont présentées au tableau récapitulatif de la page précédente. Les résultats varient de toute évidence en fonction de la méthode, des mesures des variables et de la période d'estimation. Le TCNA calculé à l'aide de la courbe de Phillips du modèle RDXF de l'économie canadienne construit par la Banque du Canada est de 10,4 %, valeur voisine de la limite supérieure de la fourchette des estimations. Cependant, si d'autres mesures plausibles de la croissance de la productivité et des anticipations d'inflation sont retenues, le modèle en question produit des estimations de l'ordre de 8 à 9 %. Fortin et Prud'homme (1984), dont la mesure du déséquilibre sur le marché du travail est le taux de chômage des hommes adultes, estiment à 6,5-7 % le TCNA global, ce qui correspond à la limite inférieure de la fourchette des estimations. Toutefois, une estimation plus récente de leur modèle, prenant en considération la présence d'un terme constant dans l'équation, implique un TCNA d'environ 9 % si l'on emploie leur mesure de la productivité ou de 10 % si l'on retient celle tirée du modèle RDXF [7,8 et 8,5 % sur la base de l'équation de raccordement décrite dans Fortin (1986)].

Le présent rapport décrit les résultats de l'estimation simultanée d'un système d'équations englobant la loi d'Okun, une fonction de production et la courbe de Phillips. À notre avis, cette méthode de calcul du TCNA est prometteuse et mérite d'être approfondie. Les estimations du TCNA ainsi obtenues pour 1987 s'élèvent en général à plus de 9 % si elles reposent sur des données allant jusque dans les années 80, et à environ 8 % si nous procédons par extrapolation à l'aide de modèles estimés sur des données qui s'arrêtent en 1981.

Pour calculer le TCNA, Fortin (1986) fait appel à une équation de prix de forme réduite plutôt qu'à une équation de salaire. Sa démarche, où le taux de chômage des hommes adultes sert d'indicateur du degré de resserrement du marché du travail, tend à générer des estimations plus faibles du TCNA que les autres démarches examinées. Selon les calculs de Fortin, le TCNA s'élevait à 6,2 % en 1985. Cependant, l'équation qu'il utilise sous-estime considérablement l'inflation durant la période 1985-1987. Une explication possible, que viennent appuyer d'autres spécifications de l'équation de prix, est que le TCNA est à l'heure actuelle plus élevé que ne le laisse croire le modèle de Fortin. Une étude récente de McCallum (1987) semble corroborer ce point de vue.

À la lumière des arguments et des résultats passés en revue, nous concluons que le TCNA (le taux de chômage auquel le taux d'inflation n'a tendance ni à s'accélérer ni à ralentir) était d'environ 8 % à la fin de 1987.

Pour parvenir à ce chiffre, nous avons largement fait appel à notre jugement. Nous avons écarté les valeurs élevées dérivées de la courbe de Phillips du modèle RDXF, essentiellement parce que les résultats sont très sensibles aux particularités de la spécification, en particulier à la méthode de calcul de la croissance de la productivité. Notre jugement est aussi influencé par le fait que les chiffres issus de l'estimation simultanée, de même que ceux des estimations basées sur les équations de prix, sont généralement plus faibles. De plus, le fait de combiner l'équation de RDXF estimée et une équation traditionnelle de "*mark-up*" ayant trait aux prix ne nous éclaire pas sur les raisons pour lesquelles l'inflation ne s'est pas accélérée ces dernières années (l'inverse du problème que posent les équations de Fortin). Serait-ce, entre autres, parce que le TCNA est moins élevé que ne l'indiquent les valeurs ponctuelles estimées à partir de la courbe de Phillips du modèle RDXF? Cependant, les estimations beaucoup plus faibles avancées par certains chercheurs ne résistent pas non plus à l'analyse. Le chiffre de quelque 8 % pour la fin de 1987 ne semble être démenti ni par les diverses données macroéconomiques dont nous disposons sur les taux de variation des prix et des salaires ni par le degré de resserrement des marchés des biens et services (par exemple les mesures du taux d'utilisation des capacités).

Depuis quelques années, un certain nombre de facteurs sont à l'oeuvre pour faire augmenter le TCNA. Ce sont notamment : (i) les déséquilibres régionaux causés par les effets combinés des variations des prix relatifs et des prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional; (ii) la hausse du niveau des prestations d'assurance-chômage relativement au salaire moyen pratiqué dans l'industrie; et (iii) les effets combinés de l'accroissement des taux d'activité féminins et du problème persistant que pose l'arrivée sur le marché du travail de la génération issue du boom de la natalité. Il est toutefois clair que certaines de ces influences vont perdre de leur importance à moyen terme, ce qui devrait entraîner une chute du TCNA par rapport aux niveaux actuels.

BIBLIOGRAPHIE

Aubry, J.-P., P. Cloutier et J. Dimillo (1979). "An Estimation of the Natural Rate of Unemployment in Canada", mémoire interne du département des Recherches, Banque du Canada.

Aubry, J.-P. et D. Lecavalier (1985). "L'évolution du taux de chômage : une approche démographique et sectorielle", *Prévision et analyse économique*, Paris 6 : pp. 43-78.

Blanchard, O.J. (1987). "Why Does Money Affect Output? A Survey", dans *Handbook of Monetary Economics*, B. Friedman et F. Hahn (éd.), Elsevier Scientific, New York.

Canada (1986). *Rapport de la Commission d'enquête sur l'assurance-chômage* (Commission Forget), Approvisionnements et Services Canada.

---------- (1985). *Rapport de la Commission royale sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada* (Commission Macdonald), 3 vol., Approvisionnements et Services Canada.

---------- (1987). *Rapport du groupe de travail fédéral-provincial sur l'évaluation du développement régional*, Conférence annuelle des premiers ministres, novembre.

Cousineau, J.-M. (1986). "L'assurance-chômage et les ajustements sur les marchés du travail", dans *La répartition du revenu et la sécurité économique au Canada*, F. Vaillancourt (éd.), volume 1 des études commandées dans le cadre du programme de recherche de la Commission royale sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada (Commission Macdonald), Approvisionnements et Services Canada.

Daly, D.J. et D.C. MacCharles (1986). *On Real Wage Unemployment*, Focus n° 18, The Fraser Institute, Vancouver.

Dungan, D.P. et T.A. Wilson (1982). *Potential GNP; Performance and Prospects*, Report Series n° 10, Institute for Policy Analysis, Université de Toronto, Toronto.

Ford, R. (1983). "A Note on the Temporal Stability of Phillips Curve Estimates Using Contract Data", mémoire interne du département des Recherches, Banque du Canada.

Ford, R. et S. Ng (1983). "Phillips Curve Estimates for Canada Using Individual Contract Data", mémoire interne du département des Recherches, Banque du Canada.

---------- (1987). "A Method for Detrending Economic Time Series", mémoire interne du département des Recherches, Banque du Canada.

Ford, R. et D. Rose (à paraître). "Estimates of the NAIRU Using an Extended Okun's Law", document de travail, Banque du Canada.

Fortin, B. et H.-P. Rousseau (1984). "Évaluation économique des options du Livre blanc sur la fiscalité des particuliers : une approche d'équilibre général", rapport remis au ministère des Finances du Québec, département d'économique, Université Laval.

Fortin, P. (1986). *How "Natural" is Canada's High Unemployment Rate?*, cahier n° 8615, Université Laval, Québec.

Fortin, P. et L. Phaneuf (1981). *Why is the Unemployment Rate So High in Canada?*, cahier n° 8115, Université Laval, Québec.

Fortin, P. et D. Prud'homme (1984). "La courbe de Phillips canadienne contre vents et marées", *Prévision et analyse économique*, Paris 5.

Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review* 58 : pp. 1-17.

Grubel, H.G. et J. Bonnici (1986). *Why is Canada's Unemployment Rate So High?*, Focus n° 19, The Fraser Institute, Vancouver.

Guindon, D. (1986). "L'évolution du chômage structurel au Québec", ministère des Finances, Gouvernement du Québec.

Ham, J.C. et S.A. Rae (1987). "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada", *Journal of Labor Economics* 5 : pp. 325-353.

Kingston, J., P. Burgess et R. St. Louis (1986). "Unemployment Insurance Overpayments: Evidence and Implications", *Industrial and Labor Relations Review* 39 : pp. 323-336.

Lilien, D.M. (1982). "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", *Journal of Political Economy* 90 : pp. 777-793.

Lucas, R.E. (1972). "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory* 4 : pp. 103-124.

---------- (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review* 63 : pp. 326-334.

McCallum, J. (1987). "Unemployment in Canada and the United States", *Revue canadienne d'Économique* 20 : pp. 802-822.

Okun, A. (1962). "Potential GNP: Its Measurement and Significance", American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section.*

Pelletier, J. (1989). "Estimations du taux de chômage non-accélérationniste avec la courbe de Phillips", document de travail, Banque du Canada.

Phelps, E.S. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", *Economica* 34 : pp. 254-281.

Prescott, E.C. (1986). "Theory Ahead of Business Cycle Measurement", dans *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy: Conference Proceedings*, K. Brunner et A. Meltzer (éd.), North-Holland, Amsterdam.

Reid, F. et D.A. Smith (1981). "The Impact of Demographic Changes on Unemployment", *Analyse de Politiques* 7 : pp. 348-351.

Riddell, W.C. et P.M. Smith (1982). "Expected Inflation and Wage Changes in Canada", *Revue canadienne d'Économique* 15 : pp. 377-394.

Robertson, H. et M. McDougall (1982). *The Structure and Dynamics of RDXF* (version de septembre 1980), rapport technique n° 26, Banque du Canada, Ottawa.

Rose, D.E. et J.G. Selody (1985). *La structure du modèle SAM*, rapport technique n° 40, Banque du Canada, Ottawa.

Samson, L. (1985). "A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada", *Revue canadienne d'Économique* 18 : pp. 518-530.

Sargent, T. et N. Wallace (1973). "'Rational' Expectations and the Dynamics of Hyperinflation", *International Economic Review* 14 : pp. 328-350.

---------- (1975). "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy* 83 : pp. 241-254.

Solow, R.M. (1969). *Price Expectations and the Behaviour of the Price Level*, Manchester University Press, Manchester.

Spector, L.C. (1988). "Female Participation and the Natural Rate of Unemployment: A Re-examination", *Journal of Macroeconomics* 10 : pp. 309-318.

St. Louis, R., P. Burgess et J. Kingston (1986). "Reported vs Actual Job Search by Unemployment Insurance Claimants", *Journal of Human Resources* 21 : pp. 92-117.

Summers, L.H. (1986). "Why is the Unemployment Rate So Very High near Full Employment?", *Brookings Papers on Economic Activity*.

---------- (1987). "Should Keynesian Economics Dispense With The Phillips Curve?", dans *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*, R. Cross (éd.), Blackwell, New York.

Terre-Neuve (1986). *Building on our Strengths: report of the Royal Commission on Employment and Unemployment*, Imprimeur de la Reine, St. John's (Terre-Neuve).

Woodbury, S.A. et R.G. Spiegelman (1987). "Bonuses to Workers and Employers to Reduce Unemployment: Randomized Trials in Illinois", *American Economic Review* 77 : pp. 513-530.

Wright, R. (1986). "Job Search and Cyclical Unemployment", *Journal of Political Economy* 94 : pp. 38-55.